

QUADERNI



Università degli Studi di Siena
DIPARTIMENTO DI ECONOMIA POLITICA

FRANCESCA BETTIO
FERNANDA MAZZOTTA

Il salario di riserva è davvero più alto al sud?
Nuovi riscontri sul panel europeo

n. 356 – Luglio 2002

Abstract - Il dibattito sui differenziali territoriali nel salario di riserva, imperniato sul dato ISTAT di una richiesta mensile più alta per i disoccupati del Sud, ha contribuito a radicare la convinzione che vi sia una forte componente volontaria nel persistere della disoccupazione meridionale italiana. In questo lavoro riesaminiamo il problema alla luce dei dati tratti dallo *European Community Household Panel* (ECHP) che, a differenza dei dati ISTAT, associano ad ogni richiesta salariale il corrispondente numero di ore di lavoro desiderate. Adottando l'approccio della *job search* e disaggregando la stima per quantili della distribuzione dei salari di riserva mostriamo che: (i) il divario Sud-Nord nel salario di riserva tende a perdere significatività non appena si 'controlla' per il numero di ore desiderate, anche se permangono eccezioni riferite a determinati anni e/o sottogruppi; (ii) sono soprattutto i disoccupati meridionali del primo quartile della distribuzione che contribuiscono ad annullare tale divario offrendo un numero maggiore di ore di lavoro a parità di salario mensile richiesto; (iii) per spiegare i divari regionali è importante tenere conto delle differenze di comportamento delle diverse figure familiari, rispetto alle quali però l'approccio della *job search* si rivela inadeguato.

JEL classification: J64, R23, D10

Francesca Bettio, Dipartimento di Economia Politica, Università di Siena

Fernanda Mazzotta, Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche, Università di Salerno

1. Il dibattito e gli obiettivi del lavoro

Quando, nel 1992, l'ISTAT inserì per la prima volta nel questionario dell'Indagine sulle Forze di Lavoro alcune domande sulla remunerazione minima mensile richiesta per accettare un lavoro (Barcaroli, et al. 1993), i primi risultati sorpresero perché evidenziavano un differenziale positivo di circa il 20% (Mazzotta 1998) per un soggetto 'medio' senza lavoro, in cerca di un'occupazione e residente al Mezzogiorno rispetto a chi risiedeva nel Nord del paese.

La sfida era spiegare come una disoccupazione persistente e tendenzialmente in aumento non riuscisse ad abbassare le richieste salariali nel Meridione rispetto al resto del paese, qualunque fosse la causa originaria di tale disparità. L'approccio *job search* sembrava riuscirci meglio di altri, poiché ammette che, in un contesto di informazione incompleta, il salario di riserva possa essere influenzato dalla distribuzione salariale esistente e non solo dalle risorse e preferenze individuali o dalla probabilità di occupazione. Si è così aperto un fruttuoso dibattito su quali siano le caratteristiche della distribuzione salariale effettiva che influenzano maggiormente il salario di riserva nelle diverse circoscrizioni italiane, con un ventaglio di ipotesi fra cui spicca l'idea di un fattore 'modale'. Nella fattispecie, le richieste formulate dai disoccupati meridionali tenderebbero ad essere più alte perché avrebbero come riferimento prevalente il settore pubblico: posto di lavoro significa, infatti, posto di lavoro 'stabile' e 'ufficiale' soprattutto nel Meridione dove lo stato continua ad essere il maggiore datore di lavoro. Se a questa ipotesi - formulata con qualche variante da diverse autori (Mazzotta 1998; Boeri, Pagani 1998) si affiancano gli alti costi di mobilità per spostarsi verso le aree a domanda forte del Nord (Ghignoni 1997), oppure quei fattori che rendono economicamente possibile una strategia di disoccupazione da attesa - il lavoro nero, l'evasione fiscale (Brunetta, Tronti 1992), il sostegno offerto ai giovani dalla cosiddetta 'famiglia lunga' - si ha un possibile ventaglio di risposte, fra loro compatibili, al perché i disoccupati meridionali sembrano chiedere di più e possono continuare a farlo anche quando le prospettive di trovare lavoro non migliorano.

La plausibilità di molte di queste ipotesi sembra aver chiuso il dibattito, trasformando un paradosso in un dato familiare. In questo lavoro riapriamo la discussione sostenendo che, in realtà, il paradosso sussiste solo in parte perché riflette un'informazione statistica incompleta. L'argomentazione che offriamo ruota attorno a due riscontri che emergono dalla recente indagine comunitaria sulle famiglie (European Community Household Panel o ECHP). A differenza delle fonti precedenti, la ECHP permette di associare al salario minimo richiesto su base mensile il corrispondente monte ore che si è disposti a offrire. Secondo questa fonte la maggioranza dei disoccupati meridionali (per brevità denotiamo col termine disoccupati tutti coloro che non hanno lavoro ma ne sono alla ricerca) non chiede un salario di riserva più alto, a parità di ore desiderate - con alcune eccezioni a seconda del gruppo e dell'anno considerato. Questo dato medio nasconde però difformità marcate fra uomini e donne e fra il segmento dei disoccupati che si collocano nella coda sinistra della distribuzione dei salari di riserva e il resto della distribuzione. In particolare, fra coloro che avanzano le richieste salariali più basse prevale nel meridione chi desidera/offre un numero di ore molto più elevato che nel resto del paese.

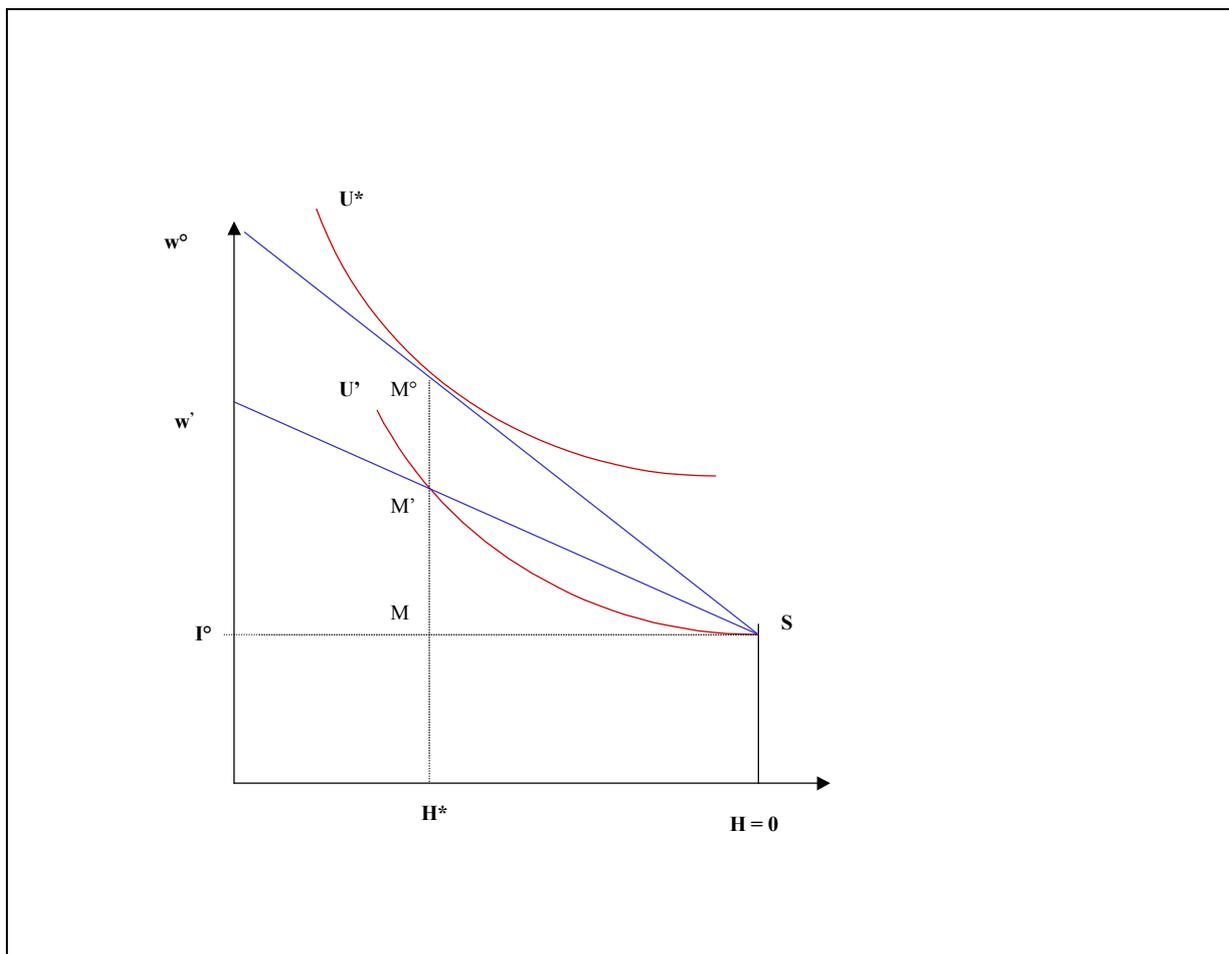
Il nostro obiettivo è duplice. Innanzitutto intendiamo verificare se e per quali segmenti di inoccupazione il dislivello fra il Sud-Isole e il resto del paese si riduce o si annulla una volta che si tenga conto delle ore

desiderate in corrispondenza ad una richiesta minima mensile. Fino ad ora la letteratura sulla ricerca di lavoro ha prestato relativamente poca attenzione al ruolo delle ore desiderate, e ciò pone dei problemi di modellizzazione e di stima che iniziamo ad affrontare in questo lavoro, ma che richiederanno ulteriori raffinamenti. In secondo luogo intendiamo approfondire l'eventuale difformità di comportamento fra i diversi segmenti dei disoccupati, al Nord e al Sud, attraverso stime sui diversi quartili della distribuzione. L'indagine per quantili consente di differenziare analisi e ricette per i diversi gruppi 'a rischio', e può quindi essere utile per superare schemi di politica economica che trattano la forza lavoro meridionale come una realtà omogenea.

2. Il salario di riserva nella teoria e nella rilevazione statistica

La teoria economica non offre una nozione univoca di salario di riserva. Le diversità non nascono da scuole di pensiero in competizione fra di loro, ma sono interne all'approccio di stampo neoclassico. In una delle accezioni presenti in letteratura il salario di riserva w' è quel livello di salario tale per cui un individuo che lavori o desideri di lavorare H^* ore è indifferente fra la combinazione (w', H^*) e non lavorare affatto. Nella figura 1, il salario di mercato è noto e corrisponde a w° , e il reddito non da lavoro dell'individuo ammonta a I° .

Figura 1. Salario di riserva e ore corrispondenti



L'individuo massimizza la sua utilità scegliendo di lavorare H^* . In corrispondenza di questo ammontare di ore, il salario $w' = (M' - M)/H^*$ rende la combinazione (H^*, w') indifferente all'alternativa di non lavorare rappresentata dal punto S, e fornisce una prima accezione del salario di riserva¹.

Nell'accezione propria dell'approccio *job search*, invece, il salario di riserva è quel livello di richiesta minima salariale in corrispondenza del quale il guadagno marginale di un'azione di ricerca in più uguaglia il costo marginale dell'azione stessa. Il processo di ricerca di lavoro si situa in un contesto di informazione incompleta nel quale guadagni e costi della ricerca dipendono anche dalla distribuzione effettiva dei salari offerti, i quali finiscono per influenzare indirettamente il salario di riserva (cfr. § 4).

Nell'indagine ECHP le domande chiave a questo proposito sono, in stretta sequenza:

(domanda no. 48) Assumendo che lei potesse trovare un lavoro adeguato, quante ore per settimana preferirebbe lavorare in questa nuova occupazione?; e

(domanda no. 49) Qual'è l'ammontare minimo mensile che sarebbe disposto ad accettare per lavorare?

Questa formulazione è compatibile sia con la stima di un modello tradizionale di offerta di lavoro (figura 1), sia con un approccio di tipo *job search*. In entrambi i casi è essenziale però operare un confronto fra individui a parità di ore desiderate. Il confronto va operato cioè sul salario mensile corrispondente ad uno stesso numero di ore desiderate - o sul salario orario che rispetti questa stessa corrispondenza. In particolare usare l'informazione sulle ore desiderate solo per calcolare un salario orario e operare i confronti fra gli individui sul solo salario orario significa perdere informazioni potenzialmente importanti sulle preferenze e/o le aspettative di chi cerca lavoro. Con riferimento alla figura 1, il salario orario è lo stesso per ogni combinazione di ore e reddito da lavoro giacente sul segmento $w'M'$, ma solo una di queste combinazioni giace sulla curva di indifferenza che passa anche per S.

3. Il confronto territoriale che emerge dall'analisi preliminare

Dati e definizioni: Per questo lavoro abbiamo potuto disporre dei record individuali tratti dall'indagine ECHP relativamente agli anni 1994, 1995 e 1996². L'analisi esplorativa della distribuzione statistica per ognuna delle variabili chiave per questa ricerca (il salario di riserva mensile e le ore desiderate, in particolare) ci ha indotto ad abbandonare il 1996 per sospetto di scarsa affidabilità delle serie³. Quanto ai restanti due anni, i risultati sono spesso, ma non sempre, simili, sia in sede di analisi descrittiva che di stima econometrica. Poiché non consideriamo in questa sede un modello dinamico e siamo quindi poco interessate ai

¹In particolare, si consideri il salario a cui si è disposti a lavorare un dato numero di ore: se il numero di ore coincide con H^* , il salario di riserva in questa seconda accezione corrisponde al salario di mercato, w^o . E' immediato dimostrare che, a parità di ore, il salario nella prima accezione è inferiore rispetto a quello contemplato in questa seconda (sotto le usuali ipotesi sulle funzioni di utilità ecc. Vedi Del Boca (1993 pp. 24 e segg).

²I dati relativi agli anni successivi sono stati resi disponibili solo a partire dall'estate del 2001. L'appendice 1 riporta maggiori dettagli su questa fonte.

³Abbiamo controllato con particolare attenzione la variabile relativa alle ore di lavoro che l'individuo intende offrire: la distribuzione per il 1996 risulta completamente diversa (per tutti i paesi, non solo l'Italia) rispetto agli altri anni (cfr. Appendice 1)

cambiamenti nel tempo, riporteremo i risultati relativi ad un solo anno, generalmente il 1994, quando le differenze non sono marcate.

La ECHP permette di identificare i soggetti in cerca di lavoro secondo definizioni alternative di disoccupazione, rispettivamente una definizione allargata e quella ristretta proposta dall'International Labour Office (ILO). Secondo quest'ultima sono non occupati alla ricerca di lavoro coloro che i) non hanno un lavoro; ii) lo cercano nel senso che: o sono registrati al collocamento o hanno compiuto almeno un'azione di ricerca nell'ultimo mese, oppure ancora, non hanno compiuto nessuna azione di ricerca ma hanno ricevuto un'offerta di lavoro nelle ultime 4 settimane o hanno trovato un lavoro e sono in attesa di chiamata; iii) sono disposti a lavorare entro 2 settimane se ricevono un'offerta di lavoro. Secondo la definizione allargata rientrano fra i non occupati alla ricerca di un lavoro anche coloro che l'ILO considera scoraggiati o economicamente inattivi, purché dichiarino di non aver un lavoro e di cercarlo. Nel seguito continueremo a riferirci ai non occupati in cerca di lavoro col termine di disoccupati e riporteremo i risultati per un solo gruppo, il campione dei disoccupati secondo la definizione allargata, a meno che il confronto fra i due campioni non aggiunga informazioni rilevanti.

Riportiamo nella tabella 1 il confronto fra i valori circoscrizionali per il salario di riserva mensile. Come per i risultati tratti dalle precedenti indagini sui dati ISTAT (Monducci 1993; Mazzotta 1998; Ghignoni 1997; Boeri Pagani 1998), l'ammontare minimo mensile che un inoccupato in cerca di lavoro è disposto ad accettare registra il valore più alto nel Sud-Isole sia in media che in mediana, e il dislivello Sud-Nord è significativo .

Tabella 1. Salario 'di riserva', 1994 e 1995 (campione allargato dei disoccupati)

	Nord		Centro		Sud		Italia	
	1994	1995	1994	1995	1994	1995	1994	1995
<i>Osservazioni</i>	381	362	271	249	1293	1232	1945	1848
Ammontare mensile								
Media (000)	1221	1262	1238	1330	1281	1418	1259	1362
Mediana (000)	1200	1300	1200	1300	1300	1500	1200	1500
Dev. St. (000)	450	479	711	441	477	417	515	444
Test sulle medie (<i>prob>F</i>)								
	Nord		Sud-Isole					
	1994	1995	1994	1995				
Centro	70%	10%	27%	0,0%				
Nord	-	-	4%	0,0%				

Se invece si considerano anche le ore desiderate (tabella 2) i risultati cambiano sensibilmente. A parità di ore desiderate, la maggioranza degli individui in cerca di lavoro nel Mezzogiorno (Sud-Isole) esprime richieste mensili mediamente inferiori rispetto al Centro e al Nord del paese, con due eccezioni per il 1994, rispettivamente in sede di confronto Nord-Sud per gli uomini e Centro-Sud per le donne. L'evidente instabilità dell'esito del confronto Nord-Sud per i maschi (si passa da una percentuale di maschi con salario inferiore nel Meridione pari al 15,5% nel 1994 al valore di 90,5% nel 1995) è spiegata dall'addensamento delle osservazioni sulle 40 ore settimanali, cosicché basta che l'esito del confronto per questa classe di ore cambi perché la percentuale in oggetto vari sensibilmente. I singoli valori del salario per ora desiderata nel Nord e nel Sud vengono riportati a titolo illustrativo per gli uomini nel 1995 in appendice 2.

Tabella 2. Disoccupati con salario di riserva mensile minore nel Sud-Isole a parità di ore desiderate

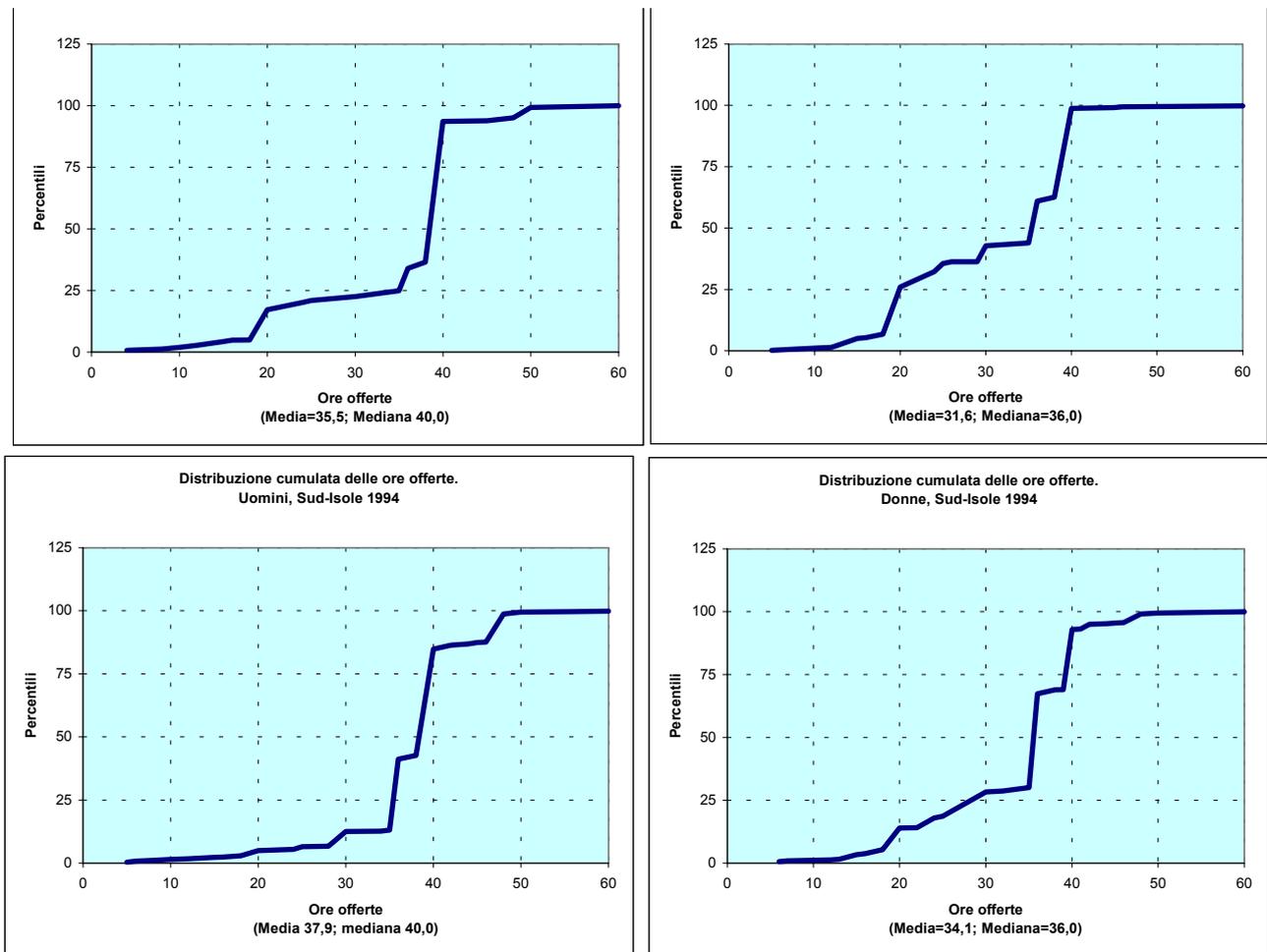
		Rispetto al Nord		Rispetto al Centro	
		1994	1995	1994	1995
% sul totale delle osservazioni comparabili*	Uomini	15.5	90.5	68.4	61.5
Tasso di comparabilità [□]		(97.2)	(83.3)	(94.9)	(86.8)
% sul totale delle osservazioni comparabili*	Donne	51.4	62.5	45.8	66.2
Tasso di comparabilità [□]		(95.1)	(99.1)	(93.7)	(97.8)

□ Il tasso di comparabilità è il rapporto fra osservazioni perse e osservazioni totali nel gruppo. Non tutte le ore dichiarate da almeno un individuo di un dato gruppo (ad esempio donne del Nord nel 1994) sono presenti nel gruppo di riferimento (donne del Sud-Isole nel 1994). In questo caso le osservazioni non vengono incluse nel confronto. Ad esempio, se 14 ore sono state dichiarate da cinque donne al Nord e nessuna al Sud, vengono perse 5 osservazioni.

La difformità degli esiti del confronto circoscrizionale a seconda che si considerino a meno le ore desiderate è dovuta, naturalmente, a marcate diversità nell'offerta di ore fra le circoscrizioni e fra i diversi segmenti dell'offerta di lavoro all'interno di ognuna di esse. La prima distinzione importante a quest'ultimo proposito è fra le componenti maschili e femminili della disoccupazione. La figura 2 riporta le distribuzioni cumulate delle ore desiderate rispettivamente per donne e uomini nel Nord e nel Sud-Isole. In entrambe le circoscrizioni – così come in quella del Centro - la distribuzione delle ore desiderate dalle donne è sensibilmente più spostata a sinistra mentre quella degli uomini è più gonfia a destra. Ciò conferma un dato largamente noto in letteratura, vale a dire la preferenza femminile per orari ridotti o contenuti e quella maschile per orari lunghi. Il dato nuovo è, invece, una marcata differenziazione Nord-Sud trasversale alla distinzione di genere. Donne e uomini in cerca di lavoro nel Mezzogiorno si dichiarano, cioè, mediamente meno favorevoli ad impegni orari ridotti e molto più disposti ad orari lunghi. Il loro modello di partecipazione al lavoro sembra dunque molto più declinato al maschile di quello che prevale al Nord. Nel 1994, ad esempio, più di un quarto delle donne in cerca di lavoro al Nord (il 26,0%) e il 17,2% dei maschi esprimevano una preferenza per meno di venti ore di lavoro, contro il solo 13,9 nel Sud-Isole per le donne e un trascurabile 4,5% degli uomini. In modo speculare, appena l'1,2% delle donne e il 6,5% degli uomini del Nord desideravano lavorare più di 40 ore contro, rispettivamente il 6,9% delle donne e il 15,0% degli uomini del Sud-Isole.

Una seconda distinzione saliente oppone i segmenti alla base e alla sommità della piramide delle richieste salariali, ossia coloro che domandano i salari mensili più bassi e coloro che esprimono le richieste più alte. Abbiamo diviso la distribuzione del salario di riserva mensile in tre quantili, il 25 % inferiore, il 50 % mediano e il 25% superiore per illustrare come gli esiti del confronto circoscrizionale sull'offerta di ore e quindi sul livello del salario di riserva a parità di ore desiderate varino lungo la distribuzione.

Figura 2. Distribuzione cumulata delle ore desiderate dai disoccupati, per sesso e circoscrizione, 1994

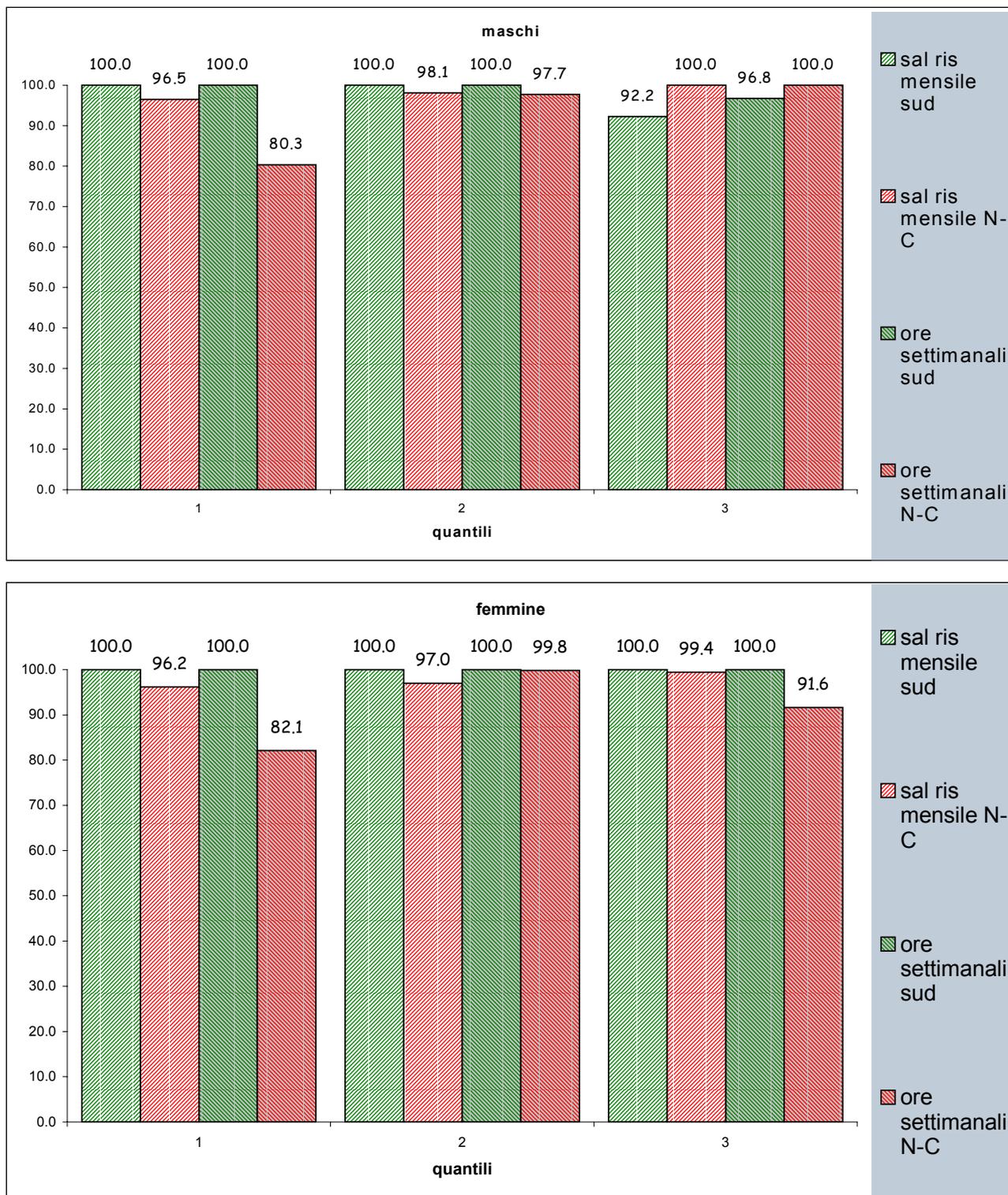


La figura 3 riporta per il 1994 i valori medi del salario di riserva mensile e delle ore desiderate nei due quartili estremi della distribuzione salariale, distinguendo per sesso e per circoscrizione. Per completezza di informazione abbiamo preferito in questo caso confrontare il Sud-Isola con il resto dell'Italia (il Centro-Nord). Inoltre, per ogni coppia di valori posti a confronto quello più alto è stato normalizzato a 100 in modo da favorire l'immediatezza del confronto.

I risultati sono sostanzialmente, anche se non perfettamente, analoghi nei due anni considerati (1994 e 1995) ed evidenziano due costanti degne di nota. Primo, il quartile inferiore registra le differenze più cospicue fra il Sud-Isola e il resto del paese sia in termini di salario mensile che di ore desiderate, per gli uomini e per le donne. Qui lo scarto positivo nei valori medi del salario mensile per il Sud-Isola è generalmente più che compensato dallo scarto, sempre positivo, nelle ore desiderate. Al centro della distribuzione e nella coda destra le differenze circoscrizionali sono più contenute: generalmente il valore per il Sud è inferiore, vuoi perché le richieste mensili sono più basse (e non diminuiscono proporzionalmente le ore desiderate), vuoi perché vengono offerte proporzionalmente più ore per una richiesta media mensile

simile. Fanno eccezione però le donne meridionali collocate nel segmento mediano che avanzano richieste mensili più alte delle colleghe del Centro-Nord senza compensare con un aumento di ore offerte.

Figura 3. Salario di riserva medio per quantili e per sesso, 1994



Se si tiene conto delle ore desiderate, quindi, le spinte al rialzo del salario di riserva al Sud sembrano provenire prevalentemente dal segmento mediano e femminile della distribuzione, quelle al ribasso prevalentemente dai quartili inferiori, indipendentemente dal sesso. In particolare, i disoccupati e le

disoccupate meridionali al fondo della piramide salariale sono riluttanti a scendere al di sotto di una soglia mensile di salario, ma molto più disposti a lavorare più a lungo per ottenerlo. Questa diversità di comportamento nasconde una diversa tipologia dell'offerta che risulta evidente ad un'analisi più di dettaglio dell'offerta di ore in questo primo quartile⁴: nelle regioni del Nord del paese prevalgono i part-timer anche fra i maschi e in quest'ultimo caso si tratta presumibilmente di studenti o pensionati. Nel Meridione chi chiede bassi salari lo fa spesso pensando ad un part-time lungo o ad un lavoro a tempo pieno, e non è raro trovare individui disposti a lavorare più di quaranta ore settimanali.

4. Teoria e stima del salario di riserva

4.1 La specificazione teorica

Il modello teorico che adottiamo è quello più semplice nell'ambito della teoria della ricerca di un lavoro da parte di coloro che si trovano in uno stato di disoccupazione⁵. In tale modello, la distribuzione delle offerte salariali è fissa nel tempo, i costi di ricerca sono costanti e noti e il lavoro accettato dall'individuo dura per un periodo praticamente illimitato. Queste assunzioni garantiscono la stazionarietà del salario di riserva, il cui valore ottimale può essere determinato nel quadro di un'analisi statica nella quale la condizione di eguaglianza del rendimento marginale e del costo marginale della ricerca è la soluzione di un tipico problema di ottimizzazione.

Si consideri un individuo non occupato impegnato nella ricerca di un lavoro e per il quale il salario (w) sia l'unico elemento su cui basare la decisione di accettare o rifiutare l'offerta. Si assuma che ogni offerta sia estratta casualmente da una distribuzione di probabilità avente funzione di densità di probabilità nota e costante nel tempo $f(w)$. Tale funzione è nota in quanto, la persona che cerca un lavoro, conosce le caratteristiche generali del mercato del lavoro in cui si offre, cioè conosce la media e la varianza della distribuzione delle offerte salariali in un'area, anche se non sa quando una determinata impresa offrirà lavoro né a quale salario.

Le rimanenti ipotesi del modello base sono:

- r, w^o e c (rispettivamente tasso d'interesse, ricavi e costi della ricerca) sono noti e costanti nel tempo; gli individui sono neutrali al rischio, hanno un orizzonte lavorativo infinito e non possono ritornare sulle proposte lavorative precedentemente rifiutate (ogni offerta di lavoro è quindi selezionata casualmente, in maniera sequenziale, e senza possibilità di ripetizione).
- Il costo della ricerca (c) è costituito dai costi diretti (come spese postali, di trasporto o di iscrizione alle agenzie di collocamento) e indiretti (valore del tempo libero impiegato nella ricerca, salario perduto o meglio rifiutato per continuare la ricerca).

⁴ Per brevità omettiamo di riportare i dati rilevanti, che sono però disponibili su richiesta.

⁵ La teoria della *job search* è stata innanzitutto concepita per descrivere il comportamento degli inoccupati alla ricerca di lavoro. Successivamente l'analisi è stata estesa anche a coloro che cercano un lavoro migliore o diverso da quello che già hanno. Vedi Black (1981); Pissarides, Wadsworth (1988); Viscusi (1980); Kahn, Low (1982; 1984); Mortensen (1986); Mortensen, Neumann (1989).

- I ricavi (w^0) della ricerca sono costituiti dai benefici diretti (sussidi di disoccupazione o, più in generale, il reddito percepito o su cui si può contare durante il periodo di disoccupazione) e indiretti (maggior tempo libero da impiegare in attività, di svago, ricreative o di lavoro domestico), nonché dalla successione dei redditi futuri.

Seguendo la cosiddetta *optimal stopping rule*, l'individuo confronta l'offerta salariale ricevuta con il valore critico rappresentato dal proprio salario di riserva e la accetta per valori superiori o uguali a quest'ultimo. Poiché il salario di riserva è quel salario al quale il valore attuale dei guadagni che si possono ottenere accettando un'offerta salariale oggi è uguale al valore attuale dei guadagni attesi netti derivanti dal continuare la ricerca ed accettare un lavoro in futuro⁶ la soluzione ottima sarà:

$$w^r = w^0 - c + p(w, w^r) \left\{ \frac{E(w \mid w \geq w^r)}{r} - \frac{w^r}{r} \right\} \quad [1.1]$$

dove $p(w, w^r)$ indica la probabilità di ricevere ed accettare un'offerta salariale, il termine a sinistra del segno di uguaglianza indica il costo marginale di un'azione di ricerca (salario rifiutato oggi pari almeno a w^r), mentre il termine a destra indica il ricavo marginale di un'azione di ricerca. Quest'ultimo comprende i benefici netti della ricerca – ricavi meno costi - più la successione di salari che l'individuo riceverà, quando, data la probabilità di ricevere un'offerta e data la strategia ottimale, accetterà un lavoro; tale successione di salari va considerata al netto del salario rifiutato oggi.

Nella letteratura sulla job search, il salario di riserva viene solitamente inteso come salario orario e vi sono pochi contributi che hanno esplicitamente modellato la scelta delle ore di lavoro. In questo lavoro, e per le ragioni esposte in precedenza, abbiamo scelto di non utilizzare l'informazione sulle ore desiderate per calcolare il salario di riserva orario. Abbiamo invece preferito includere questa variabile a destra dell'equazione di stima, fra le covariate, salvo nel caso di alcune stime Heckman che non consentono altre scelte.

L'obiezione che si può muovere alla soluzione che abbiamo adottato è che le ore desiderate non sono una variabile esogena rispetto al salario di riserva. Non possiamo cioè escludere che l'individuo che risponde alle domande 48 e 49 della ECHP stia simultaneamente esprimendo preferenze per le ore e il salario mensile. In questo caso le ore non dovrebbero essere trattate come una variabile esogena e la soluzione ideale sarebbe un modello di determinazione simultanea di ore e salario mensile. Tale soluzione rischia però di scontrarsi con problemi di identificazione in quanto tutte le variabili che determinano le une determinano anche l'altro. Il problema va al di là degli scopi di questo lavoro e ci limitiamo qui a segnalarlo, adottando come altri autori la soluzione pragmatica di considerare il salario mensile come una variabile condizionata al numero di ore desiderate. La giustificazione che possiamo addurre è la sequenza delle domande nell'indagine, e in

⁶ Equivale altresì al salario al quale il costo marginale di un'azione di ricerca in più ne uguaglia il ricavo marginale.

particolare il fatto che l'intervistata/o esplicita la richiesta mensile, avendo già espresso le proprie preferenze sulle ore di lavoro⁷.

4.2 Il modello econometrico

L'approccio econometrico utilizzato è quello in forma strutturale. Esso implica la specificazione di due equazioni, una per la distribuzione dei salari offerti e una per il salario di riserva (Kiefer, Neumann 1989). Supponiamo che la distribuzione delle offerte salariali (*wage offer*), dell'individuo *i*, abbia la seguente forma:

$$\ln(w_i) = x'_{iW}\beta_W + \varepsilon_{iW} \quad [1.2]$$

con: $\varepsilon_{iW} \sim N(0, \sigma_W^2)$

Il vettore $x'_{iW} = (x_{1iW}, x_{2iW}, \dots, x_{kiW})$ contiene tutte le *k* caratteristiche individuali che influenzano la produttività di chi cerca un lavoro, individuano il settore in cui cerca lavoro e quindi determinano il salario che le/gli viene offerto. L'equazione dei salari di riserva, può essere interpretata come una approssimazione log lineare della soluzione teorica dell'equazione del salario di riserva (la [1.1] precedente):

$$\ln(w^r_i) = x'_{iR}\beta_R + \varepsilon_{iR} \quad [1.3]$$

con: $\varepsilon_{iR} \sim N(0, \sigma_R^2)$

dove il vettore $x'_{iR} = (x_{1iR}, x_{2iR}, \dots, x_{hiR})$ include le caratteristiche individuali e del mercato del lavoro che influenzano il salario di riserva.

4.3 Il problema della selezione campionaria

Poiché l'indagine ECHP osserva il salario di riserva per i soli disoccupati la distribuzione del medesimo è censurata da una soglia stocastica latente dal momento che si può supporre che una determinata offerta salariale venga accettata solo quando risulta superiore (o uguale) al salario di riserva di chi cerca lavoro. In termini econometrici tale soglia corrisponde al valore atteso della distribuzione delle offerte salariali per l'individuo in esame, e può essere stimata con un modello che corregge la distorsione campionaria. Denotando con * la condizione di 'osservato', il valore atteso della distribuzione dei salari di riserva è:

$$E[\ln(w^r_i)] = E[\ln(w^r_{iR}) | \ln(w^r_{iR}) \leq \ln(w^r_{iO})] \quad [1.4]$$

Traducendo la condizione $\ln(w^r_{iR}) \leq \ln(w^r_{iO})$ nella cosiddetta funzione criterio (o funzione di scelta della [dis]occupazione) e seguendo Johnson, Kots (1972), dalla [1.4] si ottiene:

⁷ Bloemen, Stanca (2001) stimano un'equazione del salario di riserva introducendo le ore desiderate in logaritmi sia nella variabile dipendente (logaritmo del salario di riserva orario) sia tra le covariate. Tale soluzione di fatto non aggiunge nessuna informazione alla stima dell'equazione del logaritmo salario di riserva mensile in funzione di una serie di covariate tra cui anche il logaritmo delle ore desiderate. Infatti, $\ln(w^r/h) = \alpha + \beta x + \gamma \ln h + \varepsilon$ equivale a $\ln(w^r) = \alpha + \beta x + \ln(h) \beta_h + \varepsilon$, dove $\beta_h = [\gamma + 1]$, *h* sono le ore desiderate e *x* è il vettore delle rimanenti covariate.

$$\ln(w^r_i) = x'_{ir} \beta_r + (\sigma_r^2 - \sigma_{rw}) \frac{\phi[z'_i \gamma]}{1 - \Phi[z'_i \gamma]} + \eta_i \quad [1.5]$$

dove

: $(\sigma_r^2 - \sigma_{rw})$ è la differenza tra la varianza degli errori dell'equazione del salario di riserva e la covarianza fra questi ultimi e gli errori della funzione criterio.

: $\frac{\phi[z'_i \gamma]}{1 - \Phi[z'_i \gamma]} = \lambda_i$ è il rapporto inverso di Mill o termine di correzione che tiene conto della censura.

: Il vettore $z'_i = (z_{1i}, z_{2i}, \dots, z_{ki})$ contiene tutte le variabili che influenzano la probabilità di occupazione (e quindi di disoccupazione), cioè tutte le variabili che influenzano sia i salari offerti (w_j) che i salari di riserva (wr_j), infatti:

$$z'_i \gamma = x'_{iw} \beta_w - x'_{ir} \beta_r \quad [1.6]$$

Se la distribuzione dei salari di riserva è stimata solo sul campione selezionato e si omette λ (della 1.5), ne può derivare una distorsione dei parametri dovuta al fatto di aver utilizzato un campione autoselezionato (*sample selection bias*). Si verificano in sostanza gli stessi problemi che derivano dall'omissione di variabili rilevanti⁸. Nel caso in esame ci si attende un coefficiente λ positivo perché si può ritenere che vi sia una correlazione positiva tra gli errori della distribuzione del salario di riserva e della equazione criterio. Ci si attende, cioè, che la stima non corretta del salario di riserva sia maggiore del salario di riserva medio effettivo della popolazione. Anche per σ_{rw} - la covarianza tra i termini di errore della distribuzione dei salari di riserva e della distribuzione dei salari offerti - il segno atteso è positivo in quanto, se si sovrastima il salario offerto, aumenta la soglia oltre la quale si osservano i salari di riserva, di conseguenza si ha una sovrastima del valore atteso della distribuzione di questi ultimi.

Per stimare la [1.5] si ricorre al metodo a due stadi di Heckman (1976, 1979) o ad una stima di massima verosimiglianza del modello di *sample selection*. Nel metodo a due stadi il primo stadio è una stima della equazione criterio, ossia della probabilità di occupazione, che viene effettuata sull'insieme di occupati e disoccupati; il secondo è una stima OLS del salario di riserva condotta sui soli disoccupati e corretta per il coefficiente di distorsione ottenuto dalla prima. La stima di massima verosimiglianza è più efficiente e utilizza come valori di partenza i coefficienti ottenuti con il metodo a due stadi.

Affinché i parametri della [1.5] siano identificati entrambe queste tecniche impongono che le variabili incluse al primo stadio (z'_i) non siano le stesse utilizzate al secondo stadio (X'_{ir}). Il modello teorico del salario di

⁸ Per accertarsi della presenza o meno di selezione campionaria si può sottoporre a test l'ipotesi che $(\sigma_r^2 - \sigma_{rw})$ sia uguale a zero.

riserva, tuttavia, non consente il rispetto di questa condizione in quanto tutte le variabili che influenzano il salario di riserva finiscono per influenzare anche la probabilità di occupazione⁹.

Questo comporta due tipi di problemi. Il primo è che per assicurare l'identificazione occorre lasciar cadere al secondo stadio almeno una delle covariate incluse nel primo. La nostra scelta è caduta su una variabile correlata alla domanda più che alla ricerca di lavoro, cioè un indice di terziarizzazione dell'economia, essendo noto in letteratura che in Italia, come negli altri paesi industrializzati, la maggior parte dei nuovi posti di lavoro emana dal settore terziario. Il secondo problema deriva dalla struttura tipica delle indagini sulla forza lavoro per cui le variabili disponibili per gli occupati sono diverse da quelle per i disoccupati. Nello specifico, la ECHP non rileva le stesse variabili per occupati e disoccupati e il set di covariate comuni ad entrambi è generalmente inferiore a quello utilizzabile in una regressione ad uno stadio sui soli disoccupati. Perciò, il vantaggio di correggere le stime per ovviare alla selezione campionaria rischia di essere compensato dalla distorsione dovuta alla non inclusione di variabili rilevanti e si giustifica solo quando il fattore di correzione λ risulta sistematicamente significativo. In caso contrario si può ricorrere a stime ad uno stadio sui soli disoccupati, con il vantaggio di poter utilizzare l'intero set di variabili per essi rilevate.

Un problema particolarmente serio per le stime Heckman riguarda l'informazione sulle ore di lavoro. Per gli occupati vengono rilevate le ore di lavoro effettive, per i disoccupati quelle desiderate. Se le ore desiderate coincidessero con quelle effettive, la scelta corretta sarebbe quella di includere le ore (effettive o desiderate) fra le covariate sia al primo che al secondo stadio. Non essendo disposte ad accettare un'ipotesi così forte abbiamo optato per due diverse alternative, con difetti e pregi opposti. Nella prima poniamo a variabile dipendente il salario orario, rinunciando a far comparire le ore fra le covariate. Nella seconda costruiamo una proxy delle ore desiderate sia per gli occupati che per i disoccupati per poterla così includere fra le covariate in entrambi gli stadi. La proxy in questione è una dummy che assume valore 0 per chi desidera un lavoro part-time (meno di 25 ore) e 1 per chi desidera un lavoro full-time.¹⁰

Nel primo caso utilizziamo appieno l'informazione sulle ore desiderate per i soli disoccupati, ma, essendo sia il salario che le ore espressi in logaritmi, imponiamo l'ipotesi che l'elasticità del salario di riserva alle ore desiderate abbia valore unitario. Nel secondo caso perdiamo in parte l'informazione sulle ore desiderate ma non imponiamo alcuna restrizione sulla relazione fra queste ultime e il salario di riserva.

4.4 Il campione e le variabili

Il campione. I dati su cui abbiamo effettuato le stime includono dunque sia gli occupati che i disoccupati, laddove i primi lavorano 'normalmente' più di 15 ore la settimana, mentre i disoccupati si dichiarano senza

⁹ Notiamo, inoltre, che i coefficienti dell'equazione dei salari di riserva e del termine di selezione possono comunque essere stimati in quanto il termine di correzione λ (stima probit) è funzione non lineare delle variabili X_{ir}^1 . In pratica, però se in X_{ir}^1 vi sono altre funzioni non lineari delle stesse variabili i problemi di identificazione si presentano di nuovo (Maddala, 1983).

¹⁰ Per i disoccupati la costruzione di questa dummy sfrutta semplicemente la dichiarazione sulle ore desiderate (se più o meno di 25). Nel caso degli occupati assume valore 1 per l'individuo che lavora più di 25 ore o anche meno purché

lavoro e alla ricerca di un lavoro, anche se effettuano qualche ora settimanale (un massimo di 15). Lo schema che segue (tabella 3) riporta le dimensioni di questi due sottogruppi nella ECHP.

Tabella 3. Disoccupati e occupati nel campione

Anno	Totale	Occupati	Disoccupati	
			Def. allargata	Def. ILO
1994	10.136 (9.808)	8.191	1.945	1.617
1995	9.922 (9.395)	8.074	1.848	1.321

Le covariate. In aggiunta alle ore desiderate, le covariate includono un primo insieme suggerito dalla letteratura teorica ed econometrica sull'argomento: *il sesso, l'età, il grado di istruzione, il reddito, i diversi tipi di sussidi, l'esperienza lavorativa, la durata della disoccupazione, l'iscrizione all'ufficio di collocamento.* A queste vanno aggiunte alcune variabili di ovvia rilevanza che la ECHP mette a disposizione - *lo stato di salute, la percezione soggettiva della probabilità di trovare lavoro e l'appartenenza o meno a reti sociali in grado di influenzare la probabilità di trovare lavoro* (tabella 4).

Uno degli obiettivi specifici di questo lavoro è l'inclusione di variabili destinate a cogliere l'influenza della *condizione familiare* del soggetto sia rispetto all'aver dipendenti a carico che alla divisione del lavoro domestico e di cura (non pagato). L'ipotesi sottostante da sottoporre a verifica è che eventuali differenze territoriali nella formazione dei salari di riserva passino anche attraverso strategie familiari diverse fra Nord e Sud del paese.

Completano l'elenco delle covariate la variabile di maggior interesse per questo lavoro – la *dummy circoscrizionale* - e una 'proxy' della domanda 'locale' di lavoro, *l'indice di terziarizzazione dell'economia regionale*¹¹ che viene lasciata cadere al secondo stadio delle stime Heckman per risolvere il problema di identificazione che abbiamo già discusso.

I segni attesi. Determinare i segni attesi di queste variabili sul salario di riserva può essere problematico poiché la stessa variabile può agire influenzando contemporaneamente la probabilità di trovare lavoro¹², le preferenze, i costi della ricerca ($c - w^0$) e le caratteristiche della distribuzione salariale effettiva (w) e non vi è ragione perché la direzione in cui agisce sia sempre coerente. Ad esempio, per un coniuge di una famiglia tradizionale - 'la moglie' - l'alternativa di impiegare il proprio tempo nella produzione domestica aumenta contemporaneamente il costo opportunità ed i costi di ricerca di un lavoro sul mercato, con effetti opposti sul salario di riserva.

abbia dichiarato di non aver potuto trovare un lavoro a pieno tempo. Altrimenti assume valore 0. Di fatto sconta l'ipotesi che fra gli occupati non ci siano full-timer involontari.

¹¹ L'indice è il rapporto fra occupati nei servizi e numerosità dei residenti in ogni data regione. In molti lavori sulla partecipazione, e soprattutto la partecipazione femminile, tale indicatore ha dimostrato una forte correlazione con la crescita della stessa.

¹² Nel modello teorico p indica la probabilità di ricevere ed accettare una offerta di lavoro. Tale probabilità può essere scomposta in $p_1 \times p_2$, rispettivamente la probabilità di ricevere e di accettare lavoro.

Ciononostante, è possibile definire a priori le aspettative sul segno che ci si aspetta prevalga per la maggior parte delle variabili. In particolare, ci si attende che al sesso femminile si associ un segno prevalentemente negativo perché il tasso di disoccupazione di questo segmento è relativamente elevato mentre, a parità di istruzione e caratteristiche osservabili, la remunerazione effettiva è generalmente inferiore, qualunque siano le ragioni che determinano questi esiti (segregazione, discriminazione o altro). Sia per gli uomini che per le donne, invece, il protrarsi della disoccupazione tende a moderare le richieste salariali. Per contro, ci si aspetta che il reddito familiare e/o i sussidi agiscano prevalentemente sostenendo tali richieste poiché diminuiscono il costo della ricerca (dell'attesa). Per ragioni diverse, ma sufficientemente intuitive, un buon livello di istruzione, poter vantare esperienza lavorativa, una percezione ottimistica dell'esito della ricerca, un buon stato di salute, l'accesso a reti sociali 'qualificate' come il Lion's club ecc, sono anch'essi associabili ad un segno positivo.

E' più problematico stabilire il segno atteso delle variabili familiari e dell'iscrizione al collocamento, nel primo caso perché tali variabili hanno ricevuto poca attenzione in letteratura¹³ – teorica o applicata – nel secondo per via delle peculiari caratteristiche istituzionali del nostro sistema di collocamento. Se si considera l'iscrizione al collocamento come il segnale di una volontà di ridurre i costi della ricerca soprattutto da parte di chi non ha canali propri e 'mirati' per cercare lavoro, l'effetto sul salario di riserva dovrebbe essere al ribasso. Agisce però in senso opposto la possibilità che l'iscrizione sia favorita da aspettative di sussidi ad essa condizionati, come è accaduto spesso nel paese. Non ci sembra, quindi, di poter proporre a priori la prevalenza dell'uno o dell'altro segno.

Per quanto concerne la famiglia, il comportamento di un membro inoccupato durante la ricerca può essere influenzato da due ordini di fattori, rispettivamente il carico familiare e il ruolo rispetto alla cosiddetta produzione domestica (di beni e servizi di cura). Laddove, e per qualsiasi ragione, la divisione dei ruoli rispetto al lavoro pagato sia sufficientemente netta ex-ante, il costo della ricerca di lavoro per il coniuge che fa da percettore primario di reddito monetario sarà basso in termini di rinuncia alla produzione domestica, mentre verrà influenzato soprattutto dal carico familiare: si pensi al caso estremo dove è necessario indebitarsi per sostenere i propri dipendenti durante la ricerca. Per il coniuge che si fa carico principalmente della produzione domestica, invece, quest'ultima è una alternativa addizionale rispetto al tempo speso in ricerca o al tempo libero e spinge il salario di riserva in direzioni opposte, come abbiamo appena detto.

Abbiamo perciò costruito una dummy polinomiale di ruoli/posizioni familiari la quale intende catturare l'effetto sia di avere dipendenti a carico che dell'assumersi responsabilità primaria per assicurare reddito monetario in alternativa alla produzione domestica. La dummy si articola in cinque condizioni: capofamiglia senza figli a carico - che funge da condizione di riferimento rispetto a cui misurare l'effetto differenziale delle rimanenti figure sul salario di riserva - capofamiglia con figli a carico, figlio/a a carico, coniuge e ogni altro parente in

¹³ Va menzionato a questo proposito il lavoro di Belli (1999) che però si limita a considerare l'influenza delle caratteristiche famigliari sulla probabilità di partecipazione e di occupazione, non sul salario di riserva. Belli stima una relazione diretta fra ricchezza della famiglia e probabilità di occupazione e una relazione inversa fra quest'ultima e il reddito familiare e attribuisce questi risultati al fatto che il reddito familiare, più liquido, agisce da ammortizzatore sociale mentre la ricchezza si comporta come una proxy di reti famigliari che migliorano le opportunità di trovare lavoro.

Tabella 4. Valore medio (1994) e segno atteso delle variabili dipendenti

Variabili	Valore medio			Segno atteso
	Nord: 381 osserv.	Centro: 271 oss.	Sud e isole 1293 oss..	
Nord [§]	100,00			?
Centro [§]		100,00		?
Sud-Isole ^{§°}			100,00	
Sesso femminile (<i>sessu</i>) [§]	62,05	63,05	55,59	-
Sesso maschile ^{§°}	37,95	36,95	44,41	
Età (<i>Età</i>)	30,69	31,36	28,81	+
Età ² (<i>Età</i> ²)	1083,73	1104,24	929,98	-
Istruzione Superiore (<i>Superiori</i>) [§]	48,08	42,7	39,56	-
Elementari e Medie (<i>Med elem.</i>) [§]	43,87	43,13	52,37	-
Ancora a scuola (<i>Ancora a scuola</i>) [§]	0,57	1,12	3,62	-
Laurea ^{§°}	7,48	13,05	4,45	
Esperienza di lavoro (<i>Esper</i>) [§]	60,7	51,52	29,43	+
Nessuna esperienza ^{§°}	39,3	48,48	70,57	
Disoccupato/a di lunga durata (<i>Longdur</i>) [§]	43,25	34,92	30,95	-
Non è disoccupato/a di lunga	56,75	65,08	69,05	
Aspettative di successo buone (<i>Pjobbu</i>) [§]	2,59	1,39	1,03	+
Aspettative di successo medie (<i>Pjobme</i>) [§]	11,11	2,92	2,42	+
Aspettative di successo cattive (<i>Pjobca</i>) [§]	57,18	56,63	51,19	+
Aspettative di successo molto cattive	29,12	39,06	45,36	
Salute media (<i>Salum</i>) [§]	23,96	23,31	18,65	+
Salute buona (<i>Salub</i>) [§]	68,58	72,31	76	+
Salute cattiva ^{§°}	7,46	4,38	5,35	
Log. Reddito familiare (<i>Redlog</i>)	35653,92	28548	28580	+
Logaritmo dell'ammontare dei sussidi (<i>Lbene</i>)	6991,043	4709	6438	+
Logaritmo dell'ammontare degli aiuti (<i>Laiuti</i>)	6092,068	4709	6438	+
Logaritmo del reddito individuale non da lavoro (<i>Luner</i>)	13245,65	5363	7803	+
Altra parentela (<i>Altpar</i>) [§]	23,32	24,35	20,43	?
Figlio (<i>figlio</i>) [§]	54,86	58,04	65,88	+
Coniuge (<i>Coniuge</i>) [§]	3,67	2,36	2,09	?
Capofamiglia con figli a carico [§]	8,50	9,91	7,78	-
Capofamiglia ^{§°}	9,65	5,34	3,82	
Membro club in famiglia (<i>Clubs</i>) [§]	34,12	33,12	23,22	+
Nessun membro club in famiglia ^{§°}	65,88	66,88	76,78	
Iscritto/a al collocamento: (<i>Colloc</i>) [§]	61,3	70,88	81,91	?
Non iscritto al collocamento ^{§°}	38,7	29,12	18,09	
Indice di terziarizzazione ^{^^}	22,75	25,13	17,79	

§ variabili dicotomiche per le quali è indicato il valore percentuale; per le altre variabili si riporta la media

° modalità della variabile dicotomica omessa nella stima

^^ Variabile utilizzata solo nel primo stadio della stima Heckman.

famiglia. Abbiamo voluto tenere conto del fenomeno della famiglia 'lunga' in Italia identificando come 'figli a carico' tutti i figli minori di 23 anni, purché inoccupati e tuttora residenti in famiglia. Per le ragioni suesposte ci si attende un segno negativo per il capofamiglia con figli a carico e positivo per questi ultimi che possono comunque contare sul reddito familiare, mentre le aspettative sul segno relativo al coniuge sono non definibili a priori. Non definite sono anche le aspettative sul segno relativo all'altro parente in ragione della residualità di questa categoria.

5. Risultati

5.1 Stime Heckman e OLS

Il primo insieme di risultati importanti riguarda la presenza o meno di selezione campionaria. Nella tabella 5 riportiamo valori e significatività del termine di correzione della selezione campionaria nelle due specificazioni alternative che abbiamo adottato per le stime Heckman (§ 4.2) e in una terza in cui la variabile dipendente è il salario mensile e non vi è alcun 'controllo' per le ore desiderate. Quest'ultima stima è riportata prevalentemente per instaurare un confronto con (parte) della letteratura precedente che non disponeva delle informazioni sulle ore.

Tabella 5. Valore e significatività del coefficiente di correzione. Stime Heckman Massima verisimiglianza (campione allargato dei disoccupati)

Variabile dipendente	Covariate includono	Valori e significatività di λ	
		1994	1995
salario di riserva mensile	Nessuna variabile su ore desiderate	+0.04***	+0.02
salario di riserva mensile	Part-time/full-time Desiderato con soglia fino 25	+0.04***	+0.02
salario di riserva orario	Nessuna variabile su ore desiderate	+0.05**	+0.11

*** Significatività al 1% ** Significatività al 5%

Il fattore di correzione λ risulta sistematicamente non significativo nelle stime relative al 1995. Riguardo al 1994, la significatività del medesimo si riduce nella specificazione con il salario orario come variabile dipendente. I risultati non cambiano se si adotta la definizione ristretta invece che quella allargata di disoccupazione cui si riferiscono le stime in tabella 5.

In presenza di esiti così incerti sulla correzione della selezione è opportuno affiancare alle stime Heckman la stima OLS ad uno stadio della 1.3: una normale regressione sulle determinanti del salario di riserva dei (soli) disoccupati. L'interesse maggiore nei confronti di queste stime è per i coefficienti delle dummy circoscrizionali dato che il dibattito fuori e dentro le università è tutt'ora focalizzato sulle disparità regionali 'medie'. Ci limitiamo dunque a riportare nella tabella 6 la stima di questi coefficienti, rimandando all'appendice 2 per i risultati completi. I valori ottenuti sono interpretabili come la variazione media nel salario

di riserva nel passaggio dal Sud-Isole al Nord (o al Centro), depurata dall'effetto delle covariate. Mentre il segno di questa variazione è prevalentemente negativo, con due eccezioni, la significatività si abbassa non appena si tiene conto in qualche modo delle ore desiderate e si annulla nella maggioranza dei casi. Questo vale per le stime Heckman sul salario orario, per le stime Heckman sul salario mensile condizionato alla scelta fra part-time e full-time e per 3 su 4 delle stime OLS che includono le ore desiderate a destra.

Tabella 6. Valori e significatività dei coefficienti delle dummy circoscrizionali (rispetto al Sud-Isole)

Stime Heckman Max. Verosimiglianza	Variabile Dipendente	Covariate includono	Nord		Centro	
			1994	1995	1994	1995
			salario mensile	Nessuna relative ad ore	-0.068***	-0.137***
salario mensile	part-time/full-time desiderati	-0.019	-0.059	-0.045	-0.030	
salario orario	nessuna relativa ad ore	-0.014	-0.079	+0.006	-0.034	
Stime OLS robuste ¹⁴	salario mensile	ore desiderate	- 0,011	-0.026	+0,005	-0.036**

***Significatività 1%; ** Significatività 5%

5.2 Stime quantiliche

Una seconda alternativa per ovviare alla non normalità dei residui è ricorrere alle stime LAV (Least Absolute Value Models) che caratterizzano le regressioni quantiliche. Ragioni tecniche rafforzano quindi l'interesse delle stime quantiliche sul piano dell'interpretazione economica e giustificano la nostra scelta di guardare soprattutto ai risultati di queste stime in sede di interpretazione complessiva. La specificazione che abbiamo adottato distingue fra il quartile inferiore della distribuzione, il cinquanta per cento mediano e il quartile superiore, e utilizza la regressione quantilica simultanea dove la matrice delle varianze e covarianze è stimata tramite *bootstrapping*.

¹⁴ I valori riportati nella tabella 6 per le stime OLS si riferiscono a stime robuste dove gli outliers vengono sottopesati. Il ricorso a stime robuste è una possibile soluzione al problema della non normalità dei residui che il test di Jarque, Bera (1981) ha evidenziato per le normali stime OLS. Il passaggio alle stime robuste ha notevolmente migliorato ma non eliminato completamente il problema della non normalità, come si può apprezzare dal confronto riportato dalla figura A1 in Appendice 2 fra i quantili degli errori stimati OLS e OLS robusti rispetto ai quantili di una distribuzione normale.

Poiché i risultati relativi al 1994 e al 1995 presentano qualche diversità, vengono riportate le stime per entrambi gli anni con e senza separazione per sesso (tabelle 7-10). Per facilitare l'interpretazione dei risultati

Tabella 7. Stima quantilica. Variabile dipendente remunerazione minima mensile, 1994 (campione allargato dei disoccupati)

Variabili	.25 Pseudo R2 = 0.2182		.50 Pseudo R2 = 0.2104		.75 Pseudo R2 = 0.0899		Test respect q50(p value)	
	Coeff.	P> z	Coeff.	P> z	Coeff.	P> z	q25	q75
Sesso	-0,082	0,000	-0,073	0,000	-0,051	0,002		
Nord	0,015	0,550	-0,043	0,024	-0,039	0,057	0,0054	
Centro	0,037	0,187	-0,018	0,317	-0,035	0,081	0,0231	
Età	0,027	0,000	0,020	0,000	0,004	0,463		0,0023
Eta^2	-0,0003	0,000	-0,0002	0,000	-0,00003	0,691		0,0040
Superiori	-0,166	0,000	-0,116	0,000	-0,141	0,001		
Med. Elem	-0,217	0,000	-0,175	0,000	-0,185	0,000		
A scuola	-0,246	0,001	-0,231	0,000	-0,305	0,000		
Esper	-0,031	0,189	-0,034	0,069	-0,015	0,351		
Capfamcar	0,018	0,732	0,062	0,093	0,075	0,095		
Coniuge	-0,154	0,006	-0,046	0,303	-0,016	0,681	0,0454	
Figlio	-0,111	0,034	-0,023	0,506	-0,002	0,960	0,0662	
Altro par.	-0,089	0,223	0,015	0,807	0,011	0,824		
Redlog	0,011	0,006	0,003	0,352	0,001	0,723		
Salum	0,011	0,847	0,031	0,411	0,028	0,452		
Salub	0,078	0,140	0,040	0,298	0,050	0,177		
Clubsi	-0,002	0,933	0,010	0,599	0,014	0,233		
Lbene	0,012	0,016	0,006	0,083	0,004	0,156	0,0125	
Laiuti	-0,003	0,618	0,005	0,203	0,002	0,657		
Luner	0,007	0,278	0,002	0,704	0,003	0,610		
Colloc	0,001	0,964	-0,004	0,850	-0,001	0,956		
Longdur	-0,023	0,272	-0,038	0,025	-0,039	0,014		
Pjobg	0,020	0,827	0,079	0,241	0,113	0,042		
Pjobm	-0,015	0,737	-0,014	0,642	-0,001	0,983		
Pjobbb	-0,038	0,050	-0,032	0,052	-0,016	0,206		
Logore	0,688	0,000	0,618	0,000	0,476	0,000	0,0726	0,0002
Costante	3,280	0,000	3,911	0,000	5,000	0,000		

ricordiamo che, ad esempio, il coefficiente della covariata età nella stima relativa al primo quartile è interpretabile come l'effetto marginale della variabile età sul salario di riserva in questo quartile. Poiché, inoltre, l'influenza di una variabile non è necessariamente costante lungo l'intera distribuzione, se ne può testare il diverso peso ponendo a confronto i coefficienti nei diversi quartili. Le ultime due colonne di ogni tabella riportano un test F di uguaglianza fra il valore di un dato coefficiente nella stima che si riferisce al 50% mediano della distribuzione e i valori stimati, rispettivamente, per i quartili inferiore e superiore.

**Tabella 8. Stima quantilica. Variabile dipendente: remunerazione minima mensile, 1995
(campione allargato dei disoccupati)**

Variabili	.25 Pseudo R2 = 0.2182		.50 Pseudo R2 = 0.2104		.75 Pseudo R2 = 0.0899		Test respect q50 (p value)	
	Coeff.	P> z	Coeff.	P> z	Coeff.	P> z	q25	q75
Sesso	-0,075	0,000	-0,069	0,000	-0,051	0,000		
Nord	-0,027	0,271	-0,061	0,001	-0,064	0,000		
Centro	0,0024	0,929	-0,050	0,001	-0,067	0,001	0,0319	
Età	0,017	0,001	0,015	0,000	0,013	0,003		
Eta^2	-0,0002	0,015	-0,0002	0,000	-0,0002	0,011		
Superiori	-0,092	0,008	-0,094	0,030	-0,168	0,000		0,0677
Med. Elem	-0,177	0,000	-0,180	0,000	-0,230	0,000		
A scuola	-0,340	0,006	-0,225	0,008	-0,291	0,000		
Esper	-0,049	0,009	-0,027	0,084	-0,012	0,426		
Capfamcar	-0,0001	0,997	-0,014	0,667	-0,033	0,570		
Coniuge	-0,070	0,081	-0,082	0,011	-0,099	0,087		
Figlio	-0,069	0,074	-0,089	0,003	-0,085	0,130		
Altro par.	-0,047	0,341	-0,128	0,004	-0,095	0,224	0,0740	
Redlog	0,004	0,290	0,006	0,023	0,0005	0,855		0,0669
Salum	0,057	0,241	-0,004	0,926	-0,022	0,668		
Salub	0,054	0,256	0,010	0,812	-0,045	0,358		
Clubsi	-0,023	0,172	-0,010	0,420	-0,012	0,344		
Lbene	0,004	0,497	0,009	0,064	0,007	0,154		
Laiuti	-0,003	0,570	-0,003	0,262	-0,004	0,332		
Luner	-0,010	0,184	-0,005	0,171	-0,008	0,093		
Colloc	0,032	0,185	0,011	0,547	-0,015	0,393		
Longdur	-0,021	0,189	-0,037	0,004	-0,029	0,040		
Pjobg	0,100	0,030	0,050	0,153	0,047	0,267		
Pjobm	0,005	0,826	-0,005	0,791	0,013	0,541		
Pjobbb	-0,028	0,141	-0,024	0,078	-0,004	0,794		
Logore	0,803	0,000	0,655	0,000	0,486	0,000	0,0005	0,0007
Costante	2,941	0,000	3,941	0,000	5,085	0,000		

Tabella 9. Stime quantiliche distinte per sesso. Variabile dipendente: remunerazione minima mensile, 1994 (campione allargato dei disoccupati)

Variabili	UOMINI Numero osservazioni 808						DONNE Numero osservazioni 1.136					
	.25 Pseudo R2 = 0.2603		.50 Pseudo R2 = 0.2423		.75 Pseudo R2 = 0.1062		.25 Pseudo R2 = 0.2019		.50 Pseudo R2 = 0.0580		.75 Pseudo R2 = 0.1171	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
Nord	-0,037	0,264	-0,071	0,008	-0,014	0,716	0,054	0,061	-0,025	0,322	-0,034	0,273
Centro	0,027	0,521	-0,0007	0,981	-0,015	0,565	0,044	0,288	-0,012	0,720	-0,028	0,324
Età	0,021	0,048	0,023	0,000	0,011	0,145	0,029	0,000	0,018	0,054	0,005	0,495
Eta^2	-0,0003	0,046	-0,0003	0,001	-0,00007	0,405	-0,0004	0,000	-0,0002	0,092	-0,00007	0,506
Superiori	-0,143	0,001	-0,055	0,168	-0,163	0,152	-0,179	0,007	-0,129	0,001	-0,137	0,009
Med. Elem	-0,200	0,000	-0,064	0,141	-0,160	0,156	-0,228	0,000	-0,229	0,000	-0,204	0,000
A scuola	-0,217	0,037	-0,127	0,163	-0,297	0,033	-0,287	0,019	-0,300	0,000	-0,332	0,002
Esper	0,024	0,550	-0,021	0,385	-0,023	0,397	-0,068	0,034	-0,052	0,080	-0,022	0,349
Capfamcar	0,059	0,446	-0,005	0,903	0,053	0,322	-0,003	0,978	0,117	0,142	0,061	0,455
Coniuge	0,275	0,047	0,087	0,258	0,071	0,240	-0,116	0,133	0,012	0,860	-0,017	0,831
Figlio	-0,056	0,466	-0,062	0,185	0,067	0,247	-0,086	0,287	-0,013	0,858	-0,035	0,652
Altro par.	0,024	0,839	-0,029	0,685	0,076	0,667	-0,039	0,645	0,020	0,833	0,003	0,970
Redlog	0,010	0,073	0,005	0,101	-0,003	0,494	0,007	0,370	0,002	0,738	0,005	0,292
Salum	-0,036	0,627	0,059	0,218	-0,007	0,869	-0,010	0,911	0,068	0,277	-0,002	0,978
Salub	0,026	0,696	0,050	0,298	0,023	0,580	0,057	0,509	0,102	0,079	0,021	0,696
Clubs	-0,033	0,327	-0,010	0,676	-0,004	0,854	0,009	0,744	0,032	0,213	0,011	0,557
Lbene	0,014	0,038	0,007	0,175	0,003	0,626	0,012	0,193	0,007	0,368	0,003	0,534
Laiuti	0,006	0,455	0,004	0,373	0,008	0,250	-0,007	0,379	0,003	0,721	0,005	0,494
Luner	0,008	0,445	0,002	0,835	0,003	0,677	0,007	0,366	0,002	0,798	0,002	0,779
Colloc	-0,073	0,046	-0,035	0,126	-0,013	0,702	0,022	0,440	0,014	0,649	0,006	0,835
Longdur	-0,040	0,253	-0,035	0,157	-0,0003	0,991	-0,003	0,893	-0,027	0,324	-0,038	0,092
Pjobg	0,036	0,811	0,039	0,638	0,128	0,176	0,034	0,761	0,103	0,353	0,101	0,256
Pjobm	-0,012	0,828	0,004	0,883	-0,012	0,813	-0,043	0,546	-0,037	0,614	-0,014	0,842
Pjobbb	-0,054	0,111	-0,040	0,097	-0,014	0,501	-0,052	0,029	-0,028	0,254	-0,023	0,229
Logore	0,765	0,000	0,559	0,000	0,321	0,007	0,670	0,000	0,610	0,000	0,499	0,000
Costante	3,065	0,000	4,098	0,000	5,626	0,000	3,276	0,000	3,847	0,000	4,864	0,000

Tabella 9. Stime quantiliche distinte per sesso. Variabile dipendente: remunerazione minima mensile, 1995 (campione allargato dei disoccupati)

Variabili	UOMINI Numero osservazioni 787						DONNE Numero osservazioni 1.061					
	.25 Pseudo R2 = 0.2603		.50 Pseudo R2 = 0.2423		.75 Pseudo R2 = 0.1062		.25 Pseudo R2 = 0.2019		.50 Pseudo R2 = 0.0580		.75 Pseudo R2 = 0.1171	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
Nord	-0,072	0,051	-0,047	0,088	-0,005	0,854	-0,013	0,659	-0,065	0,003	-0,097	0,000
Centro	0,050	0,146	-0,010	0,618	-0,014	0,673	-0,037	0,325	-0,079	0,001	-0,093	0,000
Età	0,021	0,006	0,012	0,026	0,018	0,032	0,018	0,053	0,013	0,073	0,009	0,223
Eta^2	-0,0002	0,019	-0,0001	0,035	-0,0002	0,112	-0,0002	0,167	-0,0001	0,141	-0,0001	0,243
Superiori	-0,075	0,121	-0,127	0,048	-0,148	0,001	-0,095	0,052	-0,084	0,084	-0,198	0,008
Med. Elem	-0,149	0,003	-0,160	0,013	-0,192	0,000	-0,209	0,000	-0,205	0,000	-0,272	0,000
A scuola	-0,246	0,119	-0,187	0,084	-0,251	0,031	-0,361	0,020	-0,337	0,013	-0,364	0,048
Esper	-0,039	0,120	-0,021	0,272	-0,026	0,257	-0,044	0,096	-0,026	0,251	-0,013	0,565
Capfamcar	0,034	0,390	-0,034	0,407	0,003	0,967	-0,010	0,955	-0,008	0,919	-0,093	0,250
Coniuge	0,062	0,332	0,032	0,578	0,067	0,494	-0,043	0,687	-0,074	0,183	-0,111	0,133
Figlio	-0,090	0,019	-0,085	0,056	-0,086	0,163	-0,041	0,711	-0,082	0,132	-0,115	0,118
Altro par.	-0,040	0,501	-0,112	0,064	-0,084	0,432	-0,003	0,983	-0,030	0,719	-0,127	0,145
Redlog	0,005	0,178	0,008	0,019	0,008	0,082	0,014	0,102	0,003	0,523	0,004	0,364
Salum	0,044	0,500	0,013	0,833	0,042	0,507	0,065	0,511	0,009	0,908	0,009	0,904
Salub	0,040	0,526	-0,003	0,962	-0,003	0,957	0,056	0,569	0,015	0,830	0,001	0,987
Clubs	-0,016	0,573	-0,018	0,263	-0,019	0,295	-0,011	0,628	0,001	0,956	-0,015	0,400
Lbene	-0,004	0,554	0,006	0,272	0,006	0,390	-0,0009	0,924	0,010	0,154	0,007	0,286
Laiuti	-0,014	0,059	-0,009	0,009	-0,007	0,107	0,010	0,095	0,0003	0,951	0,001	0,813
Luner	-0,027	0,097	-0,005	0,578	-0,013	0,070	-0,005	0,599	-0,002	0,738	-0,006	0,325
Colloc	0,031	0,508	0,009	0,739	0,009	0,730	0,017	0,500	0,010	0,653	-0,020	0,402
Longdur	-0,011	0,623	-0,002	0,895	-0,014	0,466	-0,052	0,028	-0,047	0,011	-0,051	0,012
Pjobg	0,023	0,752	0,034	0,377	0,020	0,778	0,131	0,004	0,039	0,402	0,058	0,355
Pjobm	-0,007	0,843	-0,008	0,692	0,008	0,824	0,031	0,381	-0,0007	0,978	0,028	0,250
Pjobbb	-0,065	0,023	-0,019	0,256	-0,020	0,289	-0,006	0,822	-0,024	0,213	0,003	0,850
Logore	0,698	0,000	0,456	0,000	0,292	0,002	0,839	0,000	0,673	0,000	0,498	0,000
Costante	3,427	0,000	4,982	0,000	5,794	0,000	2,562	0,000	3,831	0,000	5,061	0,000

L'indicazione generale che si ricava dal complesso delle stime quantiliche è che il comportamento del salario di riserva tende a differire non solo fra uomini e donne ma anche fra i diversi segmenti della distribuzione, come già evidenziato dall'analisi descrittiva. Si rende necessario pertanto un commento puntuale covariata per covariata, prima di ricostruire un quadro di insieme.

Differenze circoscrizionali. Il primo risultato importante è la conferma di quanto già visto con le stime in media, ossia che la differenza fra il Sud-Isole e il Nord o il Centro non raggiunge la convenzionale soglia di significatività (5%) nella maggioranza dei casi. Non manca però qualche eccezione già emersa dall'analisi descrittiva. In particolare, viene confermata l'indicazione che sono soprattutto le donne dei segmenti medio alti della distribuzione salariale a spingere verso l'alto il salario di riserva nel Mezzogiorno: nel 1995, ad esempio, le dummy circoscrizionali sono negative e significative nella regressione per le sole donne, fatta eccezione per il primo quartile.

Il secondo risultato importante è la tendenza del quartile inferiore a spingere verso il basso il livello medio del salario di riserva nel Sud-Isole rispetto al Centro e/o al Nord. In particolare, per i disoccupati meridionali appartenenti al quartile inferiore il salario di riserva stimato è inferiore a quello sia del Nord che del Centro nel 1994 e del solo Centro nel 1995 (stime riunite per sesso). E la differenza interquartilica fra questo primo 25% e il resto della distribuzione risulta statisticamente significativa (tabelle 7 e 8: test F).

Ore desiderate. I risultati a questo proposito sono complementari a quelli ottenuti per le dummy circoscrizionali. In primo luogo questa variabile ha sempre il segno atteso (positivo) ed è di gran lunga la variabile più significativa in quasi tutte le stime. In secondo luogo, i coefficienti rivelano una differenza interquartilica sistematicamente significativa (il test F è positivo sia per il quartile inferiore che per quello superiore: tabelle 7 e 8), confermando la difformità di comportamento rispetto all'offerta di lavoro fra i diversi quantili della distribuzione. Una misura di questa difformità è data dal comportamento dell'elasticità delle ore desiderate al salario di riserva, misurata dal coefficiente della covariata relativa alle ore (sia il salario che le ore sono espresse in logaritmi): tale elasticità scema sistematicamente andando da sinistra verso destra della distribuzione salariale, con un calo più visibile per gli uomini che per le donne.

Età ed esperienza. Nel caso dell'età i coefficienti sono generalmente significativi e il segno è conforme alle aspettative, con un aumento del salario di riserva in funzione dell'età, ma ad un tasso decrescente. Non sorprende, inoltre, che la significatività sia generalmente maggiore a sinistra della distribuzione (il test F per il primo quartile è significativo nel 1994: tabella 7), dove si concentrano i giovani per i quali l'età è spesso la maggiore discriminante. Infine, il comportamento del salario di riserva rispetto all'età non sembra differenziare fra uomini e donne.

L'esperienza dà risultati poveri, ma soprattutto inattesi: la significatività è occasionale e il segno è generalmente negativo. In realtà, nel contesto della *job search*, questo riscontro non è incompatibile con una spiegazione 'ottimistica' secondo cui la maggior conoscenza delle offerte salariali effettive da parte di chi ha già avuto precedenti esperienze tende a moderarne le richieste salariali. Ciò sarebbe in linea con il dato che riportiamo in nota, secondo cui la media del salario orario di riserva tende a scendere quando si confrontano

i disoccupati secondo la definizione allargata con quelli che soddisfano la definizione ILO, i quali sono probabilmente meglio informati sulle offerte salariali effettive¹⁵.

Istruzione. Anche in questo caso i coefficienti sono generalmente significativi e i segni generalmente conformi alle aspettative (negativi per tutti i titoli di studio inferiori alla laurea). Conforme alle aspettative è anche il riscontro che il differenziale (negativo) rispetto ad un laureato cresce man mano che si scende dal diploma superiore alle medie ed elementari e si accentua nel quartile inferiore (tabella 7, test F). E' interessante, infine, osservare come ciò valga per le donne ancor più che per gli uomini (tabelle 9 e 10).

Aspettative. La percezione delle proprie probabilità di successo risulta generalmente significativa nelle stime non distinte per sesso, mentre ha una performance più povera in quelle distinte per sesso, per un problema congiunto di numerosità delle osservazioni e di scarsa rilevanza della distinzione fra maschi e femmine. Sono però sostanzialmente conformi alle attese sia i segni che i valori dei coefficienti.

Disoccupazione di lungo periodo. La condizione di disoccupato di lungo periodo sembra influenzare il salario di riserva nella direzione attesa (al ribasso) lungo tutta la distribuzione. Tuttavia, l'impatto tende ad essere statisticamente significativo solo al centro e a destra della distribuzione, ossia fra coloro che hanno richieste salariali medio alte (tabelle 7 e 8 in particolare). Mentre tale risultato è compatibile con l'ipotesi che fra gli appartenenti alla coda sinistra della distribuzione la qualificazione professionale sia più bassa e come tale soffra meno il rischio di deprezzarsi col protrarsi della disoccupazione, esso va ridimensionato alla luce della grossolanità dell'indicatore durata ottenibile dalla ECHP (una dummy, non una misura esatta della durata) nonché del fatto che il modello statico da noi adottato può cogliere solo imperfettamente l'influenza di una variabile il cui effetto si esplica nel tempo.

Variabili relative al reddito: reddito familiare, sussidi di disoccupazione, reddito non da lavoro e l'aver ricevuto aiuti. Il coefficiente relativo al reddito familiare raggiunge solo occasionalmente la significatività statistica, ma il segno è quello atteso (positivo). Sorprende invece che la significatività sia generalmente più alta per gli uomini, anche se, data la generale debolezza di questa variabile, non va dato troppo peso a questa differenza fra i sessi.

Rispetto a certa letteratura internazionale – in particolare la letteratura sugli Stati Uniti, dove i sussidi di disoccupazione sembrano avere un sensibile effetto positivo sul salario di riserva (+ 7% circa – Warner, Poindexter, Fearn 1980) - i risultati che abbiamo ottenuto per l'Italia evidenziano un impatto marginale, come e più che altrove in Europa (Lancaster, Chesher, 1984, Bloemen, Stancanelli, 2001). Il segno è generalmente quello atteso (positivo), ma la significatività raggiunge la soglia convenzionale del 5% nel solo

¹⁵ Per brevità riportiamo un confronto fra i valori orari del salario di riserva, distinti per sesso e definizione allargata/ristretta nel 1994:

	Nord		Centro		Sud	
	Allargata	Ristretta	Allargata	Ristretta	Allargata	Ristretta
Maschi	9.995	9.713	10.425	10.750	9.629	9.607
Femmine	9.504	9.259	10.006	9.808	9.225	9.005

quartile inferiore della distribuzione nel 1994 e rivela un effetto sul salario di riserva di poco superiore all'1%. Generalmente, però, i sussidi di disoccupazione nel nostro paese non sono né diffusi né generosi, con l'eccezione della Cassa Integrazione che riguarda un numero limitato di disoccupati. E' quindi plausibile che sussidi modesti influenzino soprattutto chi chiede bassi salari, come suggeriscono i risultati che abbiamo ottenuto (test F sulle differenze interquartiliche positivo: tabella 7).

Segno difforme dalle aspettative (negativo) è associato, invece, al fatto di ricevere una pensione o altri sussidi legati alla vecchiaia o alla disabilità (lunern). La moderazione salariale espressa dai pensionati non è facilmente riconducibile nell'ambito della teoria della *job search*, dato che il decrescere delle offerte salariali al decrescere dell'età dovrebbe essere già catturata da altre variabili (l'età, per l'appunto). E' però possibile che la condizione di pensionato si comporti come una proxy di un calo della produttività o di un'obsolescenza della professionalità che non vengono adeguatamente colte dalle altre variabili.

Infine il fatto che la famiglia riceva aiuti economici non sembra influire sulle richieste salariali dei disoccupati, forse anche in ragione del fatto che la dummy non specifica l'entità degli aiuti.

Condizioni familiari: coniuge, figlio e capofamiglia con figlio a carico. Anche l'aver o meno figli a carico non appare influenzare il salario di riserva, ed è presumibile che ciò sia dovuto almeno in parte alla bassa incidenza di capofamiglia con figli a carico fra chi cerca lavoro in Italia. Contrariamente alle aspettative, poi, la condizione di figlio è associata sistematicamente ad un segno negativo, ed ha un impatto statisticamente significativo (al ribasso) soprattutto fra i maschi (tabella 10). Per la condizione di coniuge, il segno che prevale nelle stime non distinte per sesso è negativo, ma ciò nasconde un'opposizione sistematica fra il comportamento degli uomini (segni positivi) e delle donne (negativi). Va segnalato che, sia per la condizione di coniuge che quella di figlio, il primo quartile risulta ancora una volta diverso dal resto della distribuzione in uno dei due anni (il 1994). Nel complesso questi risultati sembrano suggerire che l'approccio della *job search* non offra una spiegazione esauriente di come posizione e carico familiare influenzano la formazione del salario di riserva, aprendo così la strada ad interpretazioni alternative.

Altre variabili. Il gruppo residuale di covariate include le dummy relative alla salute, la proxy dell'appartenenza a reti (clubsi), e l'iscrizione al collocamento. In tutti e tre i casi i coefficienti alternano segno positivo e negativo e si mantengono generalmente ben al di sotto della soglia di significatività.

6. Una visione di insieme

La visione di insieme che questi risultati offrono va appuntata a nostro avviso su tre ordini di considerazioni. La prima è di carattere statistico e riguarda qualità e potenzialità della fonte utilizzata. Mentre La ECHP mette a disposizione un ampio assortimento di informazioni per effettuare indagini anche dinamiche e sofisticate in tema di salario di riserva, qualche appunto sulla qualità va fatto. Ricordiamo che abbiamo escluso dall'analisi l'ultimo anno disponibile (il 1996), dopo una prima ispezione sulla distribuzione di una variabile per noi cruciale, le ore desiderate. Sebbene, poi, vi sia una sostanziale concordanza nei risultati

relativi ai due anni rimanenti, alcune difformità non trovano facile giustificazione. Ad esempio, la presenza di distorsione campionaria per il salario mensile si è rivelata decisamente più debole nel 1995 rispetto al 1994. Per questo abbiamo sistematicamente replicato tutte le elaborazioni sui due anni, servendoci anche del confronto fra i rispettivi risultati per giudicare la robustezza dei medesimi; ma una simile soluzione non può costituire un'alternativa ad un più accurato controllo alla fonte della qualità delle risposte sulle domande chiave – la 48 e la 49 del questionario ECHP. Pur con queste riserve, rimane il vantaggio di usare una fonte che rileva sia le ore desiderate che la corrispondente retribuzione minima. Questo vantaggio si è rivelato decisivo per confrontare il comportamento del salario di riserva nelle diverse circoscrizioni e fra i diversi segmenti di disoccupati.

Il secondo ordine di considerazioni riguarda l'esito del confronto circoscrizionale. Ricordiamo che, secondo le stime OLS (robuste) sull'intera distribuzione, la disparità Nord-Sud non raggiunge la convenzionale soglia di significatività mentre una disparità significativa rimane nei confronti del solo Centro e per il solo 1995. L'esito medio è però il prodotto di comportamenti eterogenei che si compensano almeno in parte e che emergono non appena si distingue fra uomini e donne e fra disoccupati al fondo e in cima alla piramide delle richieste salariali. I risultati salienti a questo proposito sono due e complementari. Primo, sono soprattutto le donne con le aspirazioni salariali medio alte che accrescono il salario di riserva per ora desiderata al Sud rispetto a quello al Nord o al Centro. Per contro, i disoccupati con minori aspirazioni salariali cioè uomini e donne compresi nel quartile inferiore della distribuzione salariale, tendono a comprimere le differenze fra il Meridione e il resto dell'Italia o addirittura ad invertirle offrendo lunghe ore di lavoro per uno stesso salario mensile. Entrambi i risultati si riferiscono a stime quantiliche LAV, le quali sono particolarmente sensibili ad outliers localizzati vicino al valore di riferimento (mediana o quartile). Vanno quindi presi con qualche cautela, soprattutto il risultato relativo alle donne che emerge con forza nel 1995, non nel 1994. Ciononostante si prestano a spiegazioni plausibili.

La spiegazione a nostro avviso più convincente riprende l'ipotesi dell'effetto 'settore pubblico' già avanzata da altri lavori (Mazzotta 1998; Boeri, Pagani 1998). L'indagine ECHP non permette di distinguere fra aspiranti al settore pubblico e gli altri, ma è noto che la componente pubblica è molto più consistente fra le occupate Meridionali, e quindi, inferiamo, fra le aspiranti ad un posto di lavoro. Nella misura in cui i salari di riserva riflettono quelli di fatto e, per le donne, questi ultimi sono più alti nel settore pubblico che altrove (Comitato Nazionale di Parità 2001), basta una maggior quota di aspiranti al posto di lavoro pubblico nel Meridione per peggiorarne il confronto col resto dell'Italia in tema di salario di riserva.

I disoccupati meridionali del quartile inferiore spingono invece verso il basso il salario di riserva al Sud per ragioni che sono diverse per gli uomini e le donne, ma delineano una strategia familiare coerente. Le donne meridionali che cercano lavoro e hanno richieste salariali modeste sembrano più omologate ad un modello di lavoro maschile prevalentemente a tempo pieno e magari di orari lunghi, come abbiamo ricordato in sede di commento alla figura 2. Ora, è noto che il tasso di partecipazione delle donne meridionali poco scolarizzate (e quindi con aspettative salariali inferiori) è fra i più bassi in Europa (Bettio, Villa 1999). In questo contesto una tipologia di offerta che combina salari mensili minimi più alti con la disponibilità a lavorare più ore può essere interpretata in due modi, non necessariamente in opposizione.

Da un lato potrebbe riflettere la corretta percezione di una minore diffusione di forme di lavoro a tempo parziale al Sud del paese rispetto al Nord. Ma questa possibilità non può essere esaustiva se la si vaglia alla luce dei più recenti sviluppi sul lavoro a tempo parziale, la cui rapida diffusione nel Mezzogiorno a partire dalla seconda metà del novanta (successivamente cioè all'indagine che qui stiamo considerando) ha registrato una componente di involontarietà fra le donne meridionali molto più forte di quanto si sia registrato al Nord (Samek Lodovici, Semenza 2001).

D'altro canto, il fatto che fra le donne scarsamente scolarizzate del Meridione chi chiede di meno chieda comunque sensibilmente più che al Nord su base mensile può indicare l'esistenza di 'costi fissi' di entrata più alti, vuoi perché il mercato dei servizi di lavoro domestico sostitutivo è più 'sottile', vuoi perché i servizi che esistono sono culturalmente percepiti come sostituti di qualità nettamente inferiore del lavoro di cura o del lavoro domestico non pagato di mogli, figlie e sorelle.

Il comportamento dei disoccupati maschi meridionali che traspare dai dati è per molti versi speculare. Come per le donne, si osservano a sinistra della distribuzione salari mensili relativamente alti rispetto al Nord, associati però ad un'offerta di ore ancora maggiore (figura 2). Ciò denota probabilmente una più diffusa aspettativa di svolgere un ruolo di percettore primario o unico fra i maschi in cerca di lavoro nel Mezzogiorno, essendo plausibile che tale ruolo sia associato a soglie salariali mensili più alte.

Sulla divisione dei ruoli all'interno della famiglia occorre soffermarsi anche per dar conto dei risultati che riguardano l'influenza della condizione familiare sul salario di riserva. Ricordiamo che, nel confronto con un capofamiglia senza figli a carico, la condizione di coniuge ha ottenuto segno negativo, e così quella del figlio a carico.¹⁶ La significatività frequente e la stabilità dei segni nelle diverse stime suggeriscono, a nostro avviso, che offerte e richieste salariali (a parità di ore desiderate) sono influenzate da quei fattori socio-normativi che gli economisti classici riassumevano nel termine 'standard di vita' (standard of living). Si assuma che la scelta sulle ore di lavoro sia limitata e/o che vi siano rilevanti costi fissi di entrata nella condizione di occupato. Si assuma inoltre che lo standard di vita caratteristico dello strato sociale di riferimento costituisca l'obiettivo minimo su cui programmare l'offerta di lavoro familiare. Se sono sufficientemente definiti i ruoli di percettore primario e secondario nonché di dipendente a carico rispetto a membro economicamente indipendente, è possibile che percettore secondario e dipendenti a carico siano disposti ad accettare offerte salariali inferiori (per ora lavorata), a parità di altre caratteristiche, purché sia raggiunto lo standard minimo di riferimento a livello familiare (per una discussione più articolata di questa ipotesi vedi Bettio 1988: capitolo 4).

Questa spiegazione non entra necessariamente in contraddizione con l'ipotesi, suffragata anche dalle nostre stime, che l'effetto di un incremento nel reddito familiare o nei sussidi (di disoccupazione o altro) è di sostenere il salario di riserva, poiché entrambi questi effetti sono trasversali ai membri della famiglia, mentre le variabili coniuge e figlio istituiscono un confronto interno alla famiglia.

¹⁶ Anche la figura residuale di 'altro parente' ha spesso ottenuto segno negativo, ma data l'eterogeneità di questa categoria qualsiasi tentativo di spiegazione sarebbe fortemente speculativo.

L'alternativa a questa ipotesi sarebbe un collage di razionalizzazioni ad hoc. Ad esempio, si potrebbe argomentare che il segno negativo per i figli a carico riflette preferenze particolari dei giovani ancora in famiglia rispetto ad alcune caratteristiche non monetarie del posto di lavoro, come ipotizzato dalla tesi dei *compensating wage differentials*.

Approfondire queste alternative ci porterebbe fuori dagli obiettivi di questo lavoro, mentre ci preme ritornare, in sede di conclusione, sulle implicazioni di politica economica dei principali risultati che abbiamo ottenuto. La flessibilità salariale verso il basso è spesso il corollario di 'ricette' accreditate per far crescere il Mezzogiorno. I nostri risultati suggeriscono che, nel perseguire tale flessibilità, è essenziale tener conto della diversità fra i vari segmenti della forza lavoro. In particolare, alla base della piramide salariale meridionale c'è una notevole flessibilità verso l'alto dell'offerta di ore, ma molta più rigidità verso il basso nelle richieste retributive mensili. Ignorare questi riscontri equivale a correre il rischio di mancare il target in molte politiche di incentivazione dell'offerta.

Riferimenti bibliografici

- Barcaroli, G., Di Pietro, E., Venturi, M. (1993) "La Nuova Indagine Trimestrale sulle Forze di Lavoro: Aspetti Metodologici e Analisi dell'Impatto delle Innovazioni Introdotte sulla Stima degli Aggregati", *Politiche del Lavoro*, n.22-23, pp.35-49.
- Belli, E. (1999) "Genitori, figli e disoccupazione. La famiglia come ammortizzatore sociale" in *Le famiglie interrogano le politiche sociali*, Presidenza del Consiglio dei Ministri, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma (Compact Disk).
- Bettio, F., Villa, P. (1999) "To What Extent Does it Pay to Be Better Educated? Education and Market Work for Women in Italy" in Gonzales M.J., Jurado T., Naldini M. (eds.) "Gender Inequalities in Southern Europe: Women, Work and Welfare in the 1990s", *South European Society and Politics*, vol.4, n.2, pp.150-170.
- Bettio, F. (1988) *The Sexual Division of Labour: the Italian Case*, Oxford University Press, Oxford.
- Black, M. (1981) "Pecuniary Implications of On-the-Job Search and Quit activity", *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, n.2, pp.222-229.
- Bloemen, H.G., Stancanelli, E.G.F. (2001) "Individual Wealth, Reservation Wages, and Transitions into Employment", *Journal of Labor Economics*, vol.19, n.2, p.400-439.
- Boeri, T., Pagani, L. (1998) "Caratteristiche e Aspirazioni Salariali di Chi Cerca Lavoro nel Pubblico Impiego", in Dell'Aringa, C. (a cura di), *Rapporto Aran sulle Retribuzioni*, 1997, Franco Angeli, Milano.
- Brunetta, R., Tronti L. (a cura di) (1992) *Capitale umano e Mezzogiorno*, Il Mulino, Bologna.
- Comitato Nazionale di Parità e Pari Opportunità, Ministero del lavoro (2001) *I differenziali salariali per sesso in Italia*, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma.
- Del Boca, D. (1993) *Offerta di Lavoro e Politiche Pubbliche*, NIS, Roma.
- Ghignoni, E. (1997) "I Differenziali Territoriali nei Salari Minimi di Accettazione in Italia", in Frey, L. (a cura di) "Le Informazioni sul Lavoro in Italia: Significato e Limiti delle Informazioni Provenienti da Indagini sulle Famiglie", *Quaderni di Economia del Lavoro*, n. 59, pp.77-124.
- Heckman, J.J. (1976) "The Common Structure of Statistical Model of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, n.5/4, pp.475-492.
- Heckman, J.J. (1979) "Sample selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol.47, n.1, pp.153-161.
- Jarque, C.M., Bera, A.K. (1981), "An Efficient Large-Sample test for Normality of Observations and Regression Residuals", manuscript, Australian National University, Canberra.
- Johnson, N., Kots, S. (1972) *Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, John Wiley & Sons, New York.
- Kahn, L. M., Low, S.A. (1982) "The Relative Effect of Employed and Unemployed Job Search", *Review of Economics and Statistics*, vol.64, n.2, pp.234-241.
- Kahn, L. M., Low, S.A. (1984) "An Empirical Model of the Employed Search, Unemployed Search and Nonsearch", *Journal and Human Resources*, vol.19, n.1, pp.104-117.
- Kiefer, N.M., Neumann, G. (1989) *Search Models and Applied Labour Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lancaster, T., Chesher, A. (1984) "Simultaneous Equations with Endogenous Hazards" in Neumann G., Westergaard Nielse, N. (eds), *Studies in Labor Market Dynamics*, pp.16-44, Springer-Verlag, Heidelberg.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mazzotta, F. (1998) "Salario di Riserva e Probabilità di Successo della Ricerca di Lavoro in Italia: una Stima sul Nuovo Panel ISTAT", *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 2, pp.115-123.
- Monducci, R. (1993) "Disoccupazione e Intensità della Ricerca: Prime Evidenze Empiriche sulla Base della Nuova Indagine sulle Forze di Lavoro", *Politiche del Lavoro*, n.22-23.
- Mortensen, D. T., Neumann, G.R. (1989) "Interfirm Mobility and Earning", in Kiefer, N.M., Neumann, G.R., (eds.) *Search Models and Applied Labor Economics*, pp.247-283, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mortensen, D. T. (1986) *Job search and Labour Market Analysis*, in Ashenfelter O., Layard R., *Handbook of Labour Economics*, vol.II. pp.849-919.
- Pissarides, C.A., Wadsworth, J. (1988) "On the Job Search: some Empirical Evidence", *Discussion Paper No. 317*, London School of Economics.
- Samek Lodovici, M., Semenza, R. (a cura di) (2001) *Le Forme del Lavoro. L'Occupazione Nonstandard: Italia e Lombardia nel Contesto Europeo*, Franco Angeli, Milano.
- Viscusi, W.K. (1980) "Sex Differences in Worker Quitting", *Review of Economics and Statistics*, vol.62, n.3, pp.388-397.
- Warner, J.T., Poindexter, J., Fearn, R. (1980) "Employer-employee interaction and the duration of Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, vol.94, n.2, pp.211-233.

Appendice 1

I dati che utilizziamo sono quelli sulle famiglie italiane intervistate nell' European Community Household Panel (ECHP) dell'Eurostat che include informazioni su 14 paesi della comunità europea nell'ultimo anno considerato (1996). L'ECHP è iniziato nel 1994 e sarà continuato fino al 2001 per essere sostituito da un nuovo panel a partire da questa data. Al momento della ricerca i dati disponibili si riferivano al triennio 1994-1996. Il questionario distingue una sezione familiare ed una individuale, nelle quali vengono formulate numerose domande su diversi aspetti economici (redditi, condizione lavorativa attuale e passata, stato di soddisfazione) e sociali (cura dei bambini e degli anziani, relazioni sociali, ecc.). L'Italia, ha partecipato a tutte le ondate ed ogni anno sono stati sottoposti all'intervista circa 7.000 famiglie con 18.000 individui.

Abbiamo escluso il 1996 per scarsa affidabilità delle serie. In particolare è stata controllata la variabile relativa alle ore di lavoro che l'individuo intende offrire e la distribuzione per il 1996 risulta completamente diversa (per tutti i paesi, non solo l'Italia) rispetto agli altri anni. Ad esempio mentre per il 1994 ed il 1995 coloro che dichiarano di offrire un'ora di lavoro a settimana sono 2 su un totale di 127912, nel 1996 sono 1397 su un totale di 130693; lo stesso ordine di differenza si riscontra anche per altri volumi di ore inferiori a 10.

Appendice 2

Tabella A1. Salario orario medio richiesto per ammontare di ore desiderate. Uomini, 1995

Tabella A1. Salario orario medio richiesto per ammontare di ore desiderate. Uomini, 1995

Salario orario medio richiesto				
	Nord		Sud-Isole	
Ore settimanali desiderate	Salario Orario Medio	Peso Osservazione	Salario Orario medio	Peso Osservazione
6			38491.1	0.1
10	7455.1	5.7		
12	14695.7	2.3		
15			15396.5	1.2
18			12830.4	0.7
20	11110.6	15.5	12126.3	7.7
23			12049.4	0.8
24			5097.9	3.1
25			10976.6	1.9
28			12372.2	0.4
30	9414.9	3.6	11892.7	11.2
35	13197.0	0.8	15162.5	1.4
36	10523.4	12.8	9777.0	119.7
37	12483.6	1.8		
38	9171.8	2.4	9043.9	7.7
40	8878.0	88.9	8536.6	179.6
42			9021.2	11.4
44			10497.6	0.5
45			7728.8	5.9
46			5020.6	0.6
48			7749.7	50.9
50	11547.3	1.2		
56	6892.5	2.4		
60	7698.2	1.1	10540.5	1.9

Tabella A2. Stime Heckman Massima Verosimiglianza, 1994 (campione allargato dei disoccupati)

Var. dip. Salario minimo mensile			Var. dip. Salario minimo orario		Var. dip. Salario minimo mensile	
Numero di osservazioni= 10136 Osserv, Censurate = 1945 Osserv, Non censurate = 8191 Wald chi2(16) = 213,02 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -4264,08			Wald chi2(16) = 58,13 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -4247,477		Wald chi2(16) = 420,97 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -4103,851	
Variabili	Coef,	P> z	Coef,	P> z	Coef	P> z
Sesso	-0,110	0,000	-0,028	0,213	-0,083	0,000
Nord	-0,068	0,005	-0,014	0,577	-0,0187	0,395
Centro	-0,097	0,003	0,006	0,851	-0,045	0,130
Età	0,033	0,000	0,002	0,777	0,023	0,000
Eta^2	-0,0004	0,000	9,17e-06	0,932	-0,0003	0,000
Superiori	-0,117	0,005	-0,126	0,004	-0,104	0,007
Med, Elem	-0,175	0,000	-0,228	0,000	-0,187	0,000
Ancora a scuola	-0,234	0,002	-0,177	0,094	-0,194	0,012
Capfamcar	0,063	0,297	-0,018	0,748	0,065	0,249
Coniuge	-0,151	0,010	-0,009	0,872	-0,065	0,244
Figlio	0,003	0,957	-0,071	0,226	-0,010	0,855
Altro parent	0,073	0,266	-0,063	0,355	0,051	0,437
Redlog	0,003	0,496	0,005	0,188	0,003	0,415
Salum	0,034	0,568	0,021	0,666	0,022	0,690
Salub	0,071	0,227	0,051	0,259	0,056	0,285
Clubs	-0,053	0,030	-0,006	0,815	-0,040	0,079
Part-time/ Full-time desiderati					-0,400	0,000
Costante	6,678	0,000	2,206	0,000	6,854	0,000
Rho	0,112		0,135		0,121	
Sigma	0,391		0,388		0,362	
Lambda	0,044		0,052		0,044	
Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 10,12 Prob > chi2 = 0,0015			Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 4,31 Prob > chi2 = 0,0379		Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 9,74 Prob > chi2 = 0,0018	

Tabella A3. Stime Heckman Massima Verosimiglianza, 1995 (campione allargato dei disoccupati)

Var. dip. Salario minimo mensile			Var. dip. Salario minimo orario		Var. dip. Salario minimo mensile	
Numero di osservazioni= 9922 Osserv, Censurate = 1848 Osserv, Non censurate = 8074 Wald chi2(16) = 230,47 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -3857,76			Wald chi2(16) = 58,13 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -4247,477		Wald chi2(16) = 420,97 Prob > chi2 = 0,0000 Log likelihood = -4103,851	
Variabili	Coef,	P> z	Coef,	P> z	Coef	P> z
Sesso	-0,134	0,000	-0,006	0,934	-0,083	0,000
Nord	-0,137	0,000	-0,079	0,443	-0,059	0,015
Centro	-0,072	0,005	0,034	0,611	-0,030	0,189
Età	0,035	0,000	0,010	0,514	0,025	0,000
Eta^2	-0,0005	0,000	-0,0002	0,341	-0,0003	0,001
Superiori	-0,108	0,013	-0,122	0,008	-0,108	0,013
Med, Elem	-0,144	0,001	-0,198	0,000	-0,162	0,000
Ancora a scuola	-0,189	0,075	-0,270	0,006	-0,232	0,011
Capfamcar	0,007	0,921	-0,111	0,138	-0,041	0,459
Coniuge	-0,161	0,006	-0,100	0,131	-0,119	0,022
Figlio	0,004	0,941	-0,127	0,096	-0,075	0,149
Altro parent	0,049	0,477	-0,208	0,009	-0,072	0,247
Redlog	0,001	0,823	0,006	0,229	0,003	0,523
Salum	0,150	0,019	0,018	0,855	0,082	0,111
Salub	0,113	0,066	-0,052	0,642	0,028	0,568
Clubsì	-0,020	0,315	-0,007	0,679	-0,015	0,390
Part-time/ Full-time desiderati					-0,526	0,000
Costante	6,740	0,000	2,252	0,000	7,009	0,000
Rho	0,060		0,343		0,126	
Sigma	0,347		0,318		0,297	
Lambda	0,021		0,109		0,037	
Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 1,57 Prob > chi2 = 0,2098			Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 0,35 Prob > chi2 = 0,5513		Wald test of indep, Eqns, (rho = 0) chi2(1) = 3,62 Prob > chi2 = 0,0571	

Tabella A4. Stime OLS robuste. Variabile dipendente: remunerazione minima mensile, 1994 e 1995 (campione allargato dei disoccupati)

Variabili	1994				1995			
	Num. oss. = 1945		Num. oss. = 1945		Num. oss. = 1848		Num. oss. = 1848	
	Coef,	P> z						
Sesso	-0,116	0,000	-0,08	0,000	-0,123	0,000	-0,069	0,000
Nord	-0,047	0,007	-0,011	0,401	-0,110	0,000	-0,026	0,062
Centro	-0,048	0,016	0,005	0,709	-0,078	0,000	-0,036	0,011
Età	0,029	0,000	0,020	0,000	0,027	0,000	0,015	0,000
Eta^2	-0,0004	0,000	-0,0002	0,000	-0,0003	0,000	-0,0002	0,000
Superiori	-0,138	0,000	-0,144	0,000	-0,086	0,037	-0,097	0,000
Med, Elem	-0,170	0,000	-0,195	0,000	-0,128	0,002	-0,180	0,000
A scuola	-0,279	0,000	-0,280	0,000	-0,225	0,022	-0,220	0,000
Esper	-0,003	0,881	-0,026	0,054	-0,021	0,324	-0,019	0,131
Capfamca	0,070	0,083	0,040	0,174	-0,021	0,708	0,0059	0,832
Coniuge	-0,187	0,000	-0,090	0,004	-0,172	0,001	-0,075	0,008
Figlio	-0,038	0,333	-0,059	0,054	-0,037	0,446	-0,080	0,005
Altro par.	0,006	0,914	-0,053	0,214	0,048	0,385	-0,033	0,450
Redlog	0,003	0,195	0,005	0,021	0,004	0,305	0,004	0,057
Salum	0,002	0,948	0,016	0,542	0,043	0,344	0,021	0,475
Salub	0,052	0,129	0,059	0,017	0,028	0,522	0,033	0,275
Clubsì	-0,013	0,423	0,002	0,885	-0,018	0,287	-0,013	0,258
Lbene	0,008	0,072	0,006	0,049	0,011	0,009	0,004	0,204
Laiuti	0,003	0,453	0,003	0,264	0,0002	0,958	-0,002	0,421
Luner	-0,018	0,000	0,003	0,421	-0,019	0,001	-0,004	0,186
Colloc	0,060	0,001	-0,011	0,435	0,069	0,003	0,029	0,053
Longdur	-0,015	0,307	-0,029	0,015	0,011	0,500	-0,030	0,009
Pjobg	0,100	0,092	0,044	0,365	0,153	0,000	0,034	0,295
Pjobm	0,032	0,340	-0,022	0,380	0,048	0,053	0,004	0,799
Pjobbb	-0,018	0,196	-0,032	0,004	-0,028	0,128	-0,029	0,018
Logore			0,599	0,000			0,647	0,000
Costante	6,802	0,000	4,008	0,000	6,893	0,000	3,929	0,000

Figura A1. Q-Q plot dei residui : stima della 1.3

